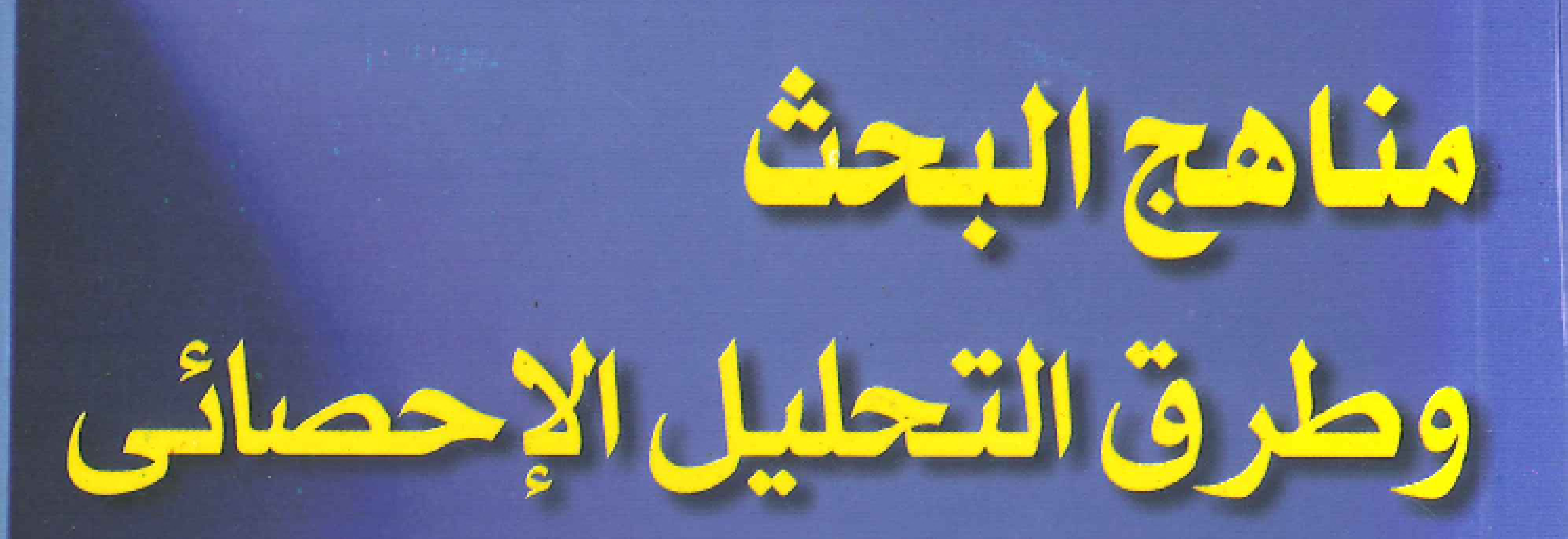


في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور فؤاد أبو حطب   دكتورة آمال صادق



مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى
فى العلوم النفسية والتربوية والإجتماعية

تأليف

دكتور فؤاد أبو حطب

أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوى
كلية التربية جامعة عين شمس
ومدير المركز القومى للإمتحانات
والتقويم التربوى

دكتورة آمال صادق

أستاذ علم النفس التربوى
كلية التربية جامعة حلوان
عميد كلية التربية النوعية بالقاهرة



مكتبة الانجلو المصرية

أسم الكتاب : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى
أسم المؤلف : د / فؤاد أبو حطب – د / آمال صادق
أسم الناشر : مكتبة الانجلو المصرية
أسم الطابع : مطبعة محمد عبدالكريم حسان
سنة الطبع : ٢٠١٠
رقم الايداع : ٢٨٣٠

فهرس الكتاب

الاهـــداء

إلى ولدينا خالد ومها

وهما فى بداية حياتهما مع البحث العلمى

لعلهما يجدان فى خبرة والديهما ما يعينهما

- وغيرهما من شباب الباحثين - على

تخطى بعض مشاق الطريق.

بسم الله الرحمن الرحيم

تقـديم الكتـاب

هذا الكتاب محاولة لاعادة تنظيم ميدان الاحصـاء النفسى والتربوى والاجتماعى فى ضوء محددين رئيسيين وجها المؤلفين خلال تدريسهما لهذا الموضوع طوال سنوات تمتد منذ أواخر الستينات من القرن الحالى ٠ وأول هذين المحددين التطورات التى شهدها هذا العلم من حيث الطرق المستخدمة وآليات الاستخدام ٠ ولعل أعظم هذه التطورات التى طرأت على العصر الذى نعيش فيه ، وتركت آثارها على حياة الباحث العلمى والانسان العادى على حـد سواء ظهور الحاسب الآلى (الكومبيوتر أو الحاسوب) ، وما احدثه من انقلاب فى التفكير الانسانى منذ مطلع النصف الثانى من القرن العشرين ، وهو التطور الذى ستزداد آثاره قوة وشدة ـ فى توقعنا ـ فى القرن القادم الذى نحن على أعتابه الآن ٠

ولعل من نافلة القول أن نذكر أن أول استخدام للحاسب الآلى منذ ظهر ـ ولا يزال من أهم استخداماته ـ تحليل البيانات التى يجمعها الباحثون بمناهج البحث العلمى وطرقه وأساليبه وأدواته المختلفة ٠ وقد هيأ الحاسب الآلى للباحثين فرصا كانت فى الماضى نادرة أو مستحيلة لتطبيق الطـرق الاحصائية شديدة التعقيد وعالية الدقة معا ٠ صحيح أن الحاسـب الآلى يتجاوز الطرق الاحصائية باعتباره « آلة مفكرة » بالمعنى الدقيق للكلمة ، الا أن فضله سيظل عظيما على تطور علم الاحصاء المعاصر

ومع ذلك فقد كان لشيوع استخدام الحاسب الآلى فى تحليل البيانات ـ وخاصة فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية ـ اثرا سلبيا لابد من التنبيه اليه ٠ فقد أصبح معظم الباحثين أقل رغبة فى الاستزادة من المعرفة الاحصائية وتكوين الحساسية اللازمة للاختيار والمفاضلة بين الطرق المختلفة لتحليل البيانات على أساس درجة ملاءمتها لهذه البيانات ذاتها ٠ وأصبح

الأمر لا يتجاوز – ان وجد – محض أفكار مجتزئة غامضة عن الاحصاء والطرق الاحصائية · ومن الطريف أن هذا الحكم لا يصـدق على بعض الباحثين الذى لا يستخدمون الا الحد الأدنى من هذه الطرق ، وانما قد يصدق على الكثيرين من الذين تمتلىء بحوثهم بالجداول والمعادلات دون أن يعرفوا من أمرها شيئا · وأصبحت بالنسبة لهم محض طلاسم لا يحل أسرارها الا هذا الكائن الأسطورى الغامض : الحاسب الآلى · وهكذا انقلبت الآية فى البحث العلمى فى زماننا ، فأصبح هذا النوع من الباحثين « آلات غير مفكرة » – وهم بشر – تتحكم فيهم « آلة حقيقية » الا أنها آلة مفكرة ·

ولعل القارىء يلاحظ أننا لم نشر الى الحاسب الآلى وبرامجه وحزمه الاحصائية الا عرضا ، وهو أمر مقصود · وقد آثرنا أن نعود بالاحصـاء النفسى والتربوى والاجتماعى الى أصوله ، تدريبا للباحث المبتدىء على أساسياته وسعيا لتكوين ما نسميه « الحساسية الاحصائية » لديه بحيث يصبح قادرا بنفسه على اختيار أفضل أسلوب احصـائى لتحليل بياناته ، وحينئذ يمكن أن يوكل المهمة الى الحاسب الآلى وهو على درجة كافية من البصر والبصيرة بموضع الاحصاء فى البنية الأساسية لبحثه ، لا أن يكون شيئا اضافيا لا يكاد يرتبط بصلة بالبحث ذاته · أضف الى ذلك أننا وجدنا من المناسب أن يكون تناول الطرق والأساليب الاحصائية المختلفة فى ضوء أمثلة بحثية من العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية تحقيقا لـمـزيد من المعنى والمغزى الذى نقصد الى تكوينه لدى طالب البحث ، وهو القارىء الأساسى لهذا الكتاب · ولم يعد الأمر بالنسبة الينا محض تمرينات وتدريبات احصائية صـمـاء ·

أما المحدد الثانى الذى دفعنا الى تأليف هذا الكتاب سعيا لاعادة تنظيم ميدان الاحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى فهو خبرتنا بتدريس الموضوع · لقد اكتشفنا أن الوقت لا يتسع أبدا لتمثيل الميدان للطلاب تمثيلا جيدا اذا قدم على النسق المعتاد ، والذى لا يكاد يختلف فيه كتاب عن آخر ، ونقصد بذلك البدء بالاحصاء الوصفى ثم الاحصاء الاستدلالى ، ثم تناول الاحصاء الوصفى مثلا بعرض جميع الطرق التى تستخدم فى وصـف اتجاه معين للبيانات ، ثم الانتقال الى جميع الطرق التى تستخدم فى وصف اتجاه آخر ، وهكذا · وأوضح الأمثلة على ذلك ما تخصصه الكتب التقليدية من فصـل واحد أو بضعة فصول متتابعة لمقاييس النزعة المركزية ، ثم الانتقال الى فصل

آخر أو بضعة فصول لتناول مقاييس التشتت ، يليها مقاييس العلاقة والارتباط ، وهكذا وهذا الوضع يوجد ما يشبهه أيضا عند تناول موضوعات الاحصاء الاستدلالى .

وقد أثبتت تجربتنا منذ وقت مبكر أن هذا الاسلوب فى تدريس الاحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى غير مجد ، ناهيك عن أنه مضيع للوقت ومشتت للجهد . ولهذا لجأنا منذ أواخر الستينات الى تدريسه لطلابنا على نحو مختلف يكاد يمثله تتابع أبواب وفصول الكتاب الحالى .

ولعل الأمر يتطلب منا أن نشير هنا اشارة عامة الى طبيعة البنية العامة والأساسية لهذا الكتاب . لقد كان أهم موجهاتنا فى عرض الاحصاء على نحو له معنى للباحث النفسى والتربوى والاجتماعى بتصنيف البيانات التى يحصل عليها الباحثون أو يجمعونها الى أنواعها وفئاتها الأساسية . وقد اعتبرنا ذلك الأساس المنطقى الذى يجب أن يبنى عليه الاحصاء فى العلوم الانسانية والاجتماعية ، أى الاحصاء فى غير مجالات العلوم الطبيعية والبيولوجية . وحجتنا فى ذلك واضحة . ان البيانات التى تتوافر لنا فى بحوث علومنا النفسية والاجتماعية تختلف فى مستوياتها ، وفى حاجتها لاستخدام الأعداد ، وما يتصل بها من عمليات رياضية ، واذا لم يتنبه الباحثون – وخاصة المبتدئين منهم – الى هذه التمييزات الأساسية فانهم سوف يقعون – وقد وقع بعضهم بالفعل – فى أخطاء فادحة ان لم تكن فاحشة . ومع الأسف فان معظم هذه الأخطاء مر عليها الكثيرون مرور الكرام على نحو لا يكاد يتنبه اليه أحد ، وحين تكتشف كان ميكانيزم التبرير جاهزا .

لقد بررت هذه الأخطاء ، سواء فى مناقشة الرسائل الجامعية أو فى تقارير فحص الانتاج العلمى للمتقدين للترقية فى الوظائف الجامعية أو فى تقارير فحص البحوث المقدمة للنشر ، احيانا بعدم الألفة بالطرق الاحصائية « الجديدة » . كما بررت بمرونة البيانات النفسية والاجتماعية والتربوية على نحو يتسع لجميع « الاجتهادات » . وهى أعذار كانت فى معظم الأحوال أقبح من « الذنب » نفسه . فالطرق الملائمة لنوع البيانات التى يتوافر للباحث ليست جميعها « جديدة » ، فبعضها يكاد يصاحب فى نشأته ظهور علم الاحصاء ذاته . أما حجة « المرونة » فى بياناتنا فهى مفتاح لباب « الخطأ »

المقصود على مصراعيه • بينما الواقع يؤكد لنا أن بياناتنا النفسية والتربوية والاجتماعية لا تقل فى دقتها عن غيرها من البيانات فى العلوم الطبيعية أو البيولوجية بشرط حسن اختيار الطرق الملائمة لتحليل هذه البيانات • وحينئذ تكون « استنتاجاتنا » و « تفسيراتنا » أقرب الى الصواب منها الى الخطأ والعلم بالطبع هو سعي انسانى مستمر أو مقصود نحو وجهة « الصواب » ولم يكن أبدا « اندفاعا » الى وجهة الخطأ •

وهناك خلط آخر لاحظناه من خلال تدريسنا لميدان الاحصاء فى العلوم الانسانية والاجتماعية ونظيره مناهج البحث فى هذه العلوم • فالفصل بين المجالين ــ للأسف ــ قائم والتكامل بينهما مفقود • وكثيرا ما يتحدث الناس عن منهج معين فى البحث (كالمنهج الوصفى أو الارتباطى أو التجريبى أو شبه التجريبى) دون وعى بالصلة المباشرة بين المنهج وطرق تحليل البيانات التى يوفرها بأدوات البحث الملائمة • وقد وجدنا من المناسب فى هذا الكتاب أن نربط بين المجالين تحقيقا للفائدة المشتركة ، وقد تطلب ذلك منا اعادة تصنيف مناهج البحث على أسس جديدة لعلها تجعل اهداف العلم أكثـــر وضوحا وخاصة للباحث المبتدىء •

أما الدرس الثالث من خبرتنا بتدريس الاحصاء لطلاب العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فهو أدراكنا منذ وقت مبكر ــ كما قلنا ــ لعقم تناول موضوعات الاحصاء مستقلة ومتتابعة بحيث اذا انتهى أحدها (كالاحصاء الوصفى) ننتقل الى الآخر • فهذا الأسلوب لا يحقق هدفنا الذى أشرنا اليه وهو تكوين « الحساسية » الاحصائية والمنهجية لدى الباحث المبتدىء • ولذلك استعضنا عن ذلك بتناول كل الطرق الاحصائية الملائمة لنوع معين من البيانات معا وفى وقت واحد • فمثلا اذا كانت البيانات التى يحللها الباحث من نوع « مقاييس المسافة أو النسبة » فسوف نعرض له كل ما يتصل بالاحصاء الوصفى والاستدلالى والطرق الملائمة لهذا النوع من البيانات ،ثم ننتقل الى النوع الثانى (بيانات مقايس الرتبة) ، ثم النوع الثالث (بيانات المقايس الاسمية) • وقد وجدنا أن بيانات مقاييس النسبة والمسافة هى الاكثر أساسية بالرغم من انها الأكثر تطورا ودقة من حيث اللغة الكمية ، ولهذا بدأنا بها ، ولم نبدأ بالبيانات من المستويات الأدنى •

ويبقى أخيرا أن نشير الى أنه لا يمكن للقارىء للمسائل الاحصائية أن

يدرك مغزاها دون نظرة – ولو مبسطة – الى فلسفة العلم . ولهذا وجدنا من المهم أن نتناول موضوعات العلم ولغة الكـم وطبيعة القياس فى العـلوم الانسانية والاجتماعية فى الفصول الأولى من هذا الكتاب ، حتى يتعامل القارىء المبتدىء وطالب البحث مع الطرق الاحصائية وهو على درجة من الادراك الكلى لمعناها فى العلم . ومن ناحية أخرى وجدنا أن من المناسب أن نعرض بعضا من تاريخ العلم فى تناولنا لهذه الموضوعات ، وقد ركزنا – خاصة – على اسهام الحضارة المصرية القديمة والحضارة العربية الاسلامية فى تطوير الاستخدام الأمثل للغة الكم .

ان هذا الكتاب – فى بداية المطاف ونهايته – هو تسجيل لخبرة عمر أكاديمى فى التدريس الجامعى ، آثرنا أن ننقلها للباحثين وطلاب البحث لعلها تعينهم وتعيننا على تحقيق قدر أكبر من الدقة فى بحـوثنا التربوية والنفسية والاجتماعية . ونرجو من الله سبحانه وتعالى أن يكون فيه نفع للناس . ونعوذ به سبحانه من « علم لا ينفع » انه سميع مجيب .

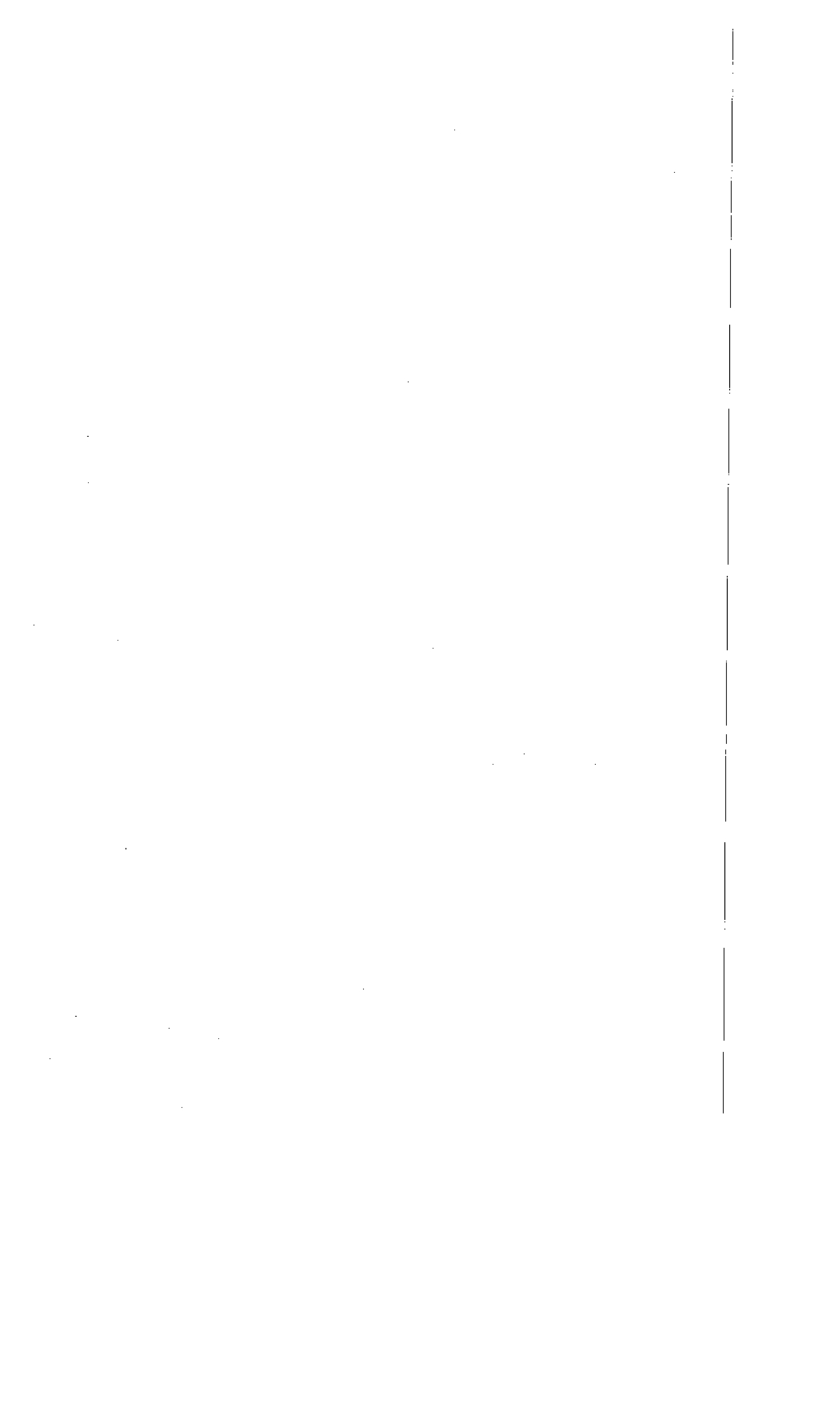
أ.د. فؤاد عبد اللطيف أبو حطب
أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوى
كلية التربية جامعة عين شمس
ومدير المركز القومى للامتحانات
والتقويم التربوى

أ.د. آمال أحمد مختار صادق
أستاذ علم النفس التربوى
كلية التربية جامعة حلوان
وعميدة كلية التربية النوعية بالقاهرة

القاهرة : ٢٧ رجـب ١٤١١ هـ
١٢ فبراير ١٩٩١ م

الباب الأول

الأسس العامة



تمهيد للبـــــاب الأول

يتناول هذا الباب الأسس العامة التى يستند اليها هذا الكتــاب ، وتشمل هذه الأسس مجموعة من القضايا التى تضرب بجذورها فى تاريخ الفكــر الانسانى.وقد حاولنا أن نعرضها فى هذا الباب على نحو يتيح لكل من القارىء المتخصص وغير المتخصص أن يتعرف عليها ويستفيد منها، كما حاولنا عند البحث من جذور هذه القضايا أن نضع تاريخ العلم فى اطاره الصحيــح ، وفى هذا المسعى كان لابد لانجازات الحضارة المصرية القديمة وكذلك للحضارة العربية الاسلامية أن يكون لها وضعها وموضعها، مكانها ومكانتهـــا .

ويتألف هذا الباب من خمسة فصول على النحو الآتــى :

الفصل الأول : وموضوعه العلم ولغة الكم وفيه تناولنا تطور النظام العددى فى تاريخ الحضارة الانسانية ، والمعالجة الكمية للعلم، وطبيعـــة النظام العددى .

الفصل الثانى : وموضوعه القياس فى العلوم الانسانية والاجتماعيـــة وفيه تناولنا معنى القياس وتعريفه ، وأنواع الخصائص التى تقاس ، وطرق القياس ومستوياته الأربعة : القياس الاسمى، والقياس الرتبى ، والقيـــاس المسافى والقياس النسبى ، وقد عرضنا هذه المستويات الأربعة بالتفصيـــل لأنها تؤلف البنية الأساسية للقسم الاحصائى من هذا الكتاب .

الفصل الثالث : وموضوعه مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربويـــة والاجتماعية .وعلى الرغم من تعقد هذا الموضوع واتساع نطاقه الى الحـــد الذى تصنف فيه مؤلفات ضخمة كاملة الا أننا حاولنا أن نعرضه عرضا كامـــلا مركزا يتجاوز بعض التفاصيل ويصوب الى الجوهر. ولتيسير هذه المهمة استخدمنا تصنيفا خاصا بنا لمناهج البحث الى أربع فئات حسب أربعة أسس أو أبعاد هى: بعد الزمن (المنهج التاريخ وهو دراسة الماضى ، والمنهج الامبريقـــى وهو دراسة الحاضر والمنهج التنبؤى والدراسات المستقبلية) . وبعـــد طبيعة المتغيرات المستخدمة فى البحث (المنهج البعدى ، والمنهج شبه التجريبى ، والمنهج التجريبى) . وبعد حجم المبحوثين (دراسة الحالة ، ودراسة العينة ودراسة الأصل الاحصائى الكلى العام) . وبعد الهدف مـــن البحث (المنهج الوصفى ، والمنهج المقارن والمنهج الارتباطى، والمنهج التفسيرى) . وقد أضفنا فئة خامسة لمجموعة من مناهج البحث التى لا تقبـل التصنيف فى الفئات السابقة (المنهج الارتقائى ، المنهج المقارن، منهج التحليل البعدى وهو المنهج الذى يتناول البحوث ذاتها بالبحث والدراســة) .

الفصل الرابع : وموضوعه أدوات جمع المعلومات . وعلى الرغم من تعقد الموضوع وسعة نطاقه شأنه فى ذلك شأن موضوع مناهج البحث ، الا أننا آثرنا أن نعرضه أيضا عرضا كاملا مركزا ، وشمل ذلك الملاحظة الطبيعية ، والملاحظة المعملية ، والاختبارات ، ومقاييس التقدير وقوائم المراجعة ، ووسائل التقدير الذاتى ، والأساليب الاسقاطية .

الفصل الخامس : وموضوعه طرق تحليل البيانات وفيه تناولنا أنواع البيانات فى العلوم الانسانية والاجتماعية وتصنيفها ، ثم عرضنا على وجه الخصوص لنشأة علم الاحصاء وتطوره وموضعه فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وتصنيف الطرق الاحصائية ، وفى هذا لجأنا أيضا الى تصنيف يخصنا فى هذا الكتاب من حيث وظائف هذه الطرق الاحصائية فى العلم من ناحية وشمل ذلك الفئتين الأساسيتين الشهيرتين فى علم الاحصاء الحديث وهما الاحصاء الوصفى والاحصاء الاستدلالى ، ومن ناحية أخرى صنفت هذه الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات ، وكان هذا عندنا هو الأهم والأجدى ، وهو الذى التزمنا به طوال الكتاب ، وفى هذا صنفت الطرق الاحصائية الى تلك التى تتناول بيانات فى مقاييس النسبة والمسافة ، وتلك التى تتناول بيانات مقاييس الرتبة ، ثم تلك التى تتناول بيانات المقاييس الاسمية ، وسوف يخصص معظم الأبواب التالية من هذا الكتاب لتفصيل هذه الطرق الاحصائية باستخدام هذا التصنيف على وجه الخصوص لأهميته للعلوم النفسية والتربوية والاجتماعية من ناحية ولسهولة فهم هذه الطرق الاحصائية من خلاله من ناحية أخرى .

الفصل الأول

العلم ولغة الكم

كثيرا مايقاس تقدم العلم ونضجه بمدى نجاحه فى استخدام لغة الكم . وفى تاريخ العلم أن الفيزياء - وخاصة على يد نيوتن - كانت أول ما استخدم هذه اللغة الدقيقة ، ثم تتابعت بعدها العلوم الطبيعية الأخرى (كالكيمياء) ، ثم العلوم البيولوجية . وكانت العلوم الانسانية والاجتماعية والسلوكية فى نهاية المطاف .

وبالطبع فان وصف البيانات التى يتعامل معها الباحثون العلميون باستخدام لغة العدد يوفر لهم فرص الاستفادة من العمليات التى تتناول هذه الأعداد وماتهيؤه لهم من تفكير رياضى . ومن المعلوم أن الرياضيات ليست فى العادة من فئة العلوم التى تجمع حقائقها وبياناتها عن طريق الملاحظة ، كما هو الحال فى العلوم التجريبية (الامبريقية) التى أشرنا اليها فى الفقرة السابقة ، وانما هى - شأنها شأن علم المنطق - من قبيل العلوم الصورية ، التى تقدم للباحث العلمى طريقة فى التفكير من ناحية ، ولغة عامة يمكن للعلم أن يستخدمها من ناحية أخرى . والرياضيات كلغة عددية أو تواصل كمى تتألف من مفردات لانهائية ، ومع ذلك فانها تتميز بأعلى مستويات الدقة ، فضلا عن أن نسيجها ليس له نظير من حيث الاتساق الداخلى والتماسك المنطقى .

تطور النظام العددى :

يرى بعض مؤرخى العلم (برنال ، ١٩٨٢) أن حاجة الانسان الى العد ظهرت لديه منذ فجر الحضارة . بل ان حاجته الى تسجيل "العدد" سبقت حاجته الى تسجيل " الكلمة " . ومعنى ذلك أن " الكتابة الرياضية " سبقت كثيرا فى الظهور " الكتابة اللغوية " المعتادة . واذا كانت الفونيمات (الأصوات الكلامية) هى المادة الخام للغة

المنطوقة ، فان أصل لغة العدد هو التسجيل على هيئة خطوط كان يحفرها الانسان القديم (منذ عصر ماقبل التاريخ) على السطوح الصلبة (قطع الخشب مثلا)،ثم تحولت الى علامات مفردة ترسم على السطوح اللينة (كتلة من الطين مثلا) .

وحينما ظهرت الحاجة الى الاحتفاظ بدلالة ما تعنيه الأعداد المدونة فى السجلات السابقة لجأ الانسان الى وضع " رمز " يدل على العدد وصورة أو رمز آخر يدل على المعدود ، ثم امتدت الرموز بعد ذلك لتدل على الأفعال بالاضافة الى الأشياء . وهكذا كانت الكتابة العددية سابقة على الكتابة اللغوية التى لم تظهر الا حينما حلت الرموز محل الكلمات المنطوقة وأصبحت اما أن تدل على المعنى فقط، كما فى اللغة الصينية ، أو على مزيج من جزء من الصوت المنطوق مع جزء من المعنى كما فى اللغة المسمارية لأهل بلاد مابين النهرين أو فى اللغة الهيروغليفية المصرية القديمة . وهكذا سبقت الرياضيات - أو على الأقل العد الحسابى - الكتابة اللغوية فى الظهور. ويبدو لنا أن سعى العلم الحديث للتشبث بلغة الكم،كما لو كان عودة الى الأصل وليس تخليا عن طبيعة الأشياء، كما يردد كثير من النقاد . بل نكاد نقول ان استخدام لغة الكيف - فى بعض مراحل تطور العلوم - انما هو تعبير عن عجز انسانى . وقد عبر القرآن الكريم عن هذا الأصل الكمى فى وصف كل ماخلق الله بأنه " خلق بمقدار" ، يقول سبحانه وتعالى :

" وكل شئ عنده بمقدار " (الرعد : ٨)

" انا كل شئ خلقناه بقدر " (القمر : ٤٩)

واذا أردنا أن نتتبع بايجاز تطور النظام العددى ، أو على نحو أدق تطور النظم العددية نجدنا أمام تاريخ طريف . لقد كان الاستخدام الماهر للعلامات (الخطوط مثلا) لتعبر عن الأشياء ، كرموز بسيطة ، على النحو الذى أوضحناه فيما سبق ، يعنى أنه أمكن للمرة الأولى اجراء العملية الأولية الأساسية وهى الجمع ، والتى تعد فى التحليل

العلمى الحديث أساس القدرة العددية (فؤاد البهى السيد ، ١٩٥٩)، كما تعد فى فلسفة العلم الحديثة أساس علم الرياضيات كله . لقد كان الغرض الأولى لعملية الجمع محض تجميع مجموعة من الأشياء المتناظرة مقابل مجموعة أخرى كنوع من التصنيف . وقد لجأ الانسان القديم فى ذلك مباشرة ـ كما يلجأ أى طفل مبتدىء فى تعلم الحساب اليوم ـ الى أصابع يديه العشرة فى كل من العد والجمع . ويبدو من تاريخ الحضارة أن المصريين هم أول من استخدم هذه الطريقة ، فقد جاء فى أحد النصوص التى عثر عليها فى أحد الأهرامات أن روح شيطان قد تحدت فرعونا مصريا أن يستطيع عد أصابعه ليجتاز الامتحان بنجاح . وكان ذلك أصل النظام العشرى كله . وفى ذلك يذكر ديورانت (١٩٧١) أن المصريين كادوا " أن يصلوا الى الطريقة العشرية فى الأعداد ، وان لم يعرفوا الصفر أو يصلوا قط الى فكرة التعبير عن جميع الأعداد بعشرة أرقام " (ج ٢ : ١٢٠) . ومن الطريف أن نشير الى أنه اذا كان أصل النظام العشرى عند المصريين فان أصل النظام الاثنى عشرى عند البابليين ، وهو النظام الذى اعتمد على التقسيم الستينى للعد والحساب ، فالدائرة قسمت عندهم الى ٣٦٠ درجة ، والدرجة الى ٦٠ دقيقة ، والدقيقة الى ٦٠ ثانية ، وهو نفس تقسيم الزمن . وقد أمكن أيضا للمصريين أن يستخدموا القطع الحجرية فى العد وفى الجمع الأكثر تعقيدا . ويذكر برنال (١٩٨٢) أنه استعيض فى الصين عن الأحجار بحبات كان يصف كل عشر منها على سلك على هيئة آلة حاسبة بسيطة من نوع " المعداد " .

ومن انجازات الحضارة المصرية القديمة فى ميدان الرياضيات اكتشاف الكسور الاعتيادية وجداول الضرب وعمليات القسمة ناهيك عن التقدم العظيم فى اختراع علم الهندسة كما سنبين فيما بعد.

وبهذا كله توافرت لمصر منذ فجر الحضارة امكانات التفكير الكمى الصحيح . لقد ابتكر المصريون القدماء العمليات الرياضية الأربع واستخدموها بمهارة فائقة واتقان بديع . ولعل هذه البدايات الموفقة هى التى أعانت الفكر الانسانى على أن يحقق بعد ذلك تلك الصلة الرائعة بين العلم

والعدد واستخدام لغة الكم كلغة للعلــــــــم .

وهكذا كانت العلوم الرياضية على درجة عظيمة من التقدم منـــذ بداية التاريخ المدون للحضارة المصرية . وكانت البداية استخـدام الأعداد الطبيعية . والنظام الطبيعى للأعداد يشمل جميع الأعـــداد الصحيحة الموجبة . ومن الواضح أنه ابتكر ـ كما بينا ـ لمقابلـــة الحاجة الى عد الأشياء المنفصلة . ولهذا الغرض يحتاج المرء فقــط الى الأعداد الصحيحة الموجبة .وسرعان ما اكتشف الانسان أنه مع هـــذا النظام يمكن استخدام عمليات الجمع والضرب ، كما بينا . وكل منهمـا يؤدى الى عدد يتميز بأنه صحيح وموجب . وبعبارة أخرى كانت نتيجـــة عملية الجمع والضرب تعد داخل النظام الطبيعى .

أما عملية الطرح فكانت محدودة الاستخدام داخل هذا النظـــام . ويمكن أن تنجح فى ذلك الا فى بعض الحالات التى كانت صعبة الحـــل حينئذ وأهمها :

(١) طرح العدد من نفسه للحصول على الصفـــر الذى لم يكـــن معروفا بعد .
(٢) طرح العدد من عدد أصغر منه للحصول على كمية سالبة وهـى لم تكن معروفة أيضا بعد .

فلمثل هذه الحالات لم تكن توجد أعداد داخل النظام الطبيعـــى، وتتطلب هذا النقص توسيع نطاق النظام ليشمل الصفر والأعداد السالبة، وهما مفهومان جديدان هامان سيكون لظهورهما فيما بعد أثر بالغ فـــى تطور النظام العددى .

أما عملية القسمة فكانت أكثر تعقيدا ، وقد ظهرت الحاجة اليهـا عند التعامل مع كميات قابلة للتوزيع بأنصبة متساوية . ويؤكد تاريـخ العلم أن المصريين ـ كما بينا ـ توصلوا الى المنطق الأساس للقسمة .

لقد اكتشفوا أن القسمة تعمل بنجاح وسهولة طالما أن العددين المستخدمين يتضمنان نسبة بسيطة ، أى يكون أحدهما مضاعفا كاملا للآخر . الا أنه لشمول الحالات الأخرى تم اختراع الكسور، وهو اختراع رياضى مصرى عظيم آخر . صحيح أن بسط الكسر الاعتيادى كان رقم ١ دائما ، وكانوا اذا أرادوا كتابة $\frac{٣}{٤}$ مثلا كتبوها $\frac{١}{٢}$ + $\frac{١}{٤}$ ، ومن الطريف أن هذه الطريقة ظلت هى الشائعة لدى كتبة التفاتيش الزراعية فى ريف مصر الى عهد قريب فى التعبير عما يسمى صورة الفدان .

ويذكر مؤرخو الحضارة أن من أهم ماورثه الغرب من الحضارة العربية الاسلامية الأعداد " العربية " والنظام العشرى ، وقد أشرنا الى أن أصل النظام العشرى هو الحضارة المصرية القديمة. الا أنه تطور تطورا كبيرا فى الحضارة الهندية ويعود الفضل الى محمد بن موسى الخوارزمى - أعظم عالم رياضى فى الحضارة الاسلامية - الى نقله الى اللغة العربية كما نقل أيضا الى العربية الأعداد الهندية التى ترسم على النحو 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 . ويذكر برنال (١٩٨٢) أن هذا الاختراع كان له أثره فى علم الحساب مثل ماكان للحروف الهجائية من أثر على الكتابة ، فقد كان الحساب قبل اختراع الأعداد سرا غامضا لايفهمه الا الراسخون فى هذا العلم ، اذا استثنينا مايمكن اجراؤه من عمليات عد بأصابع اليدين أو بالمعداد البدائى. أما بعد الأعداد فقد أصبح علم الحساب أمرا فى متناول الجميع . ومن المهم أن نشير هنا الى أن العرب لم يسلبوا الهند حقها فى نسبة هذه الأعداد اليها ، فكانوا يشيرون اليها بالأعداد الهندية ، ويبدو أن تسميتها بالأعداد العربية من صنع الغرب حين نقل اليه فى عصر النهضة التراث العلمى للعرب والمسلمين .

ولعل أعظم اسهام قدمته الحضارة العربية الاسلامية الى العلم الرياضى كان اختراع الصفر . وعلى الرغم من أن بعض مؤرخى العلم يحاولون أن ينزعوا عن العرب ابداعاتهم العلمية ويرون أن العرب استعاروا الصفر أيضا من الهند فان أقدم وثيقة عربية استخدمت الصفر

ـ كما يقول بول ديورانت ـ يعود تاريخها الى عام ٨٧٣م ، أى قبل أول ظهور له فى الهند بثلاثة أعوام . لقد وضع الخوارزمى النظام الذى أصبح ينسب الى اسمه فى جميع اللغات الحديثة Algorithm (وأسميناه نحن العرب اللوغاريتمات بينما الأصح أن يسمى الخوارزمية والذى تأسس عليه علم حساب المثلثات)وهو طريقة حسابية تقوم على النظام العشرى . وقد اقترح أنه اذا لم يظهر فى العمليات الحسابية رقم فى مكان العشرات وجب أن توضع دائرة صغيرة لمساواة الصفوف ، وسميت هذه الدائرة (صفرا) أى خالية ومنها اشتقت الكلمة الانجليزية Cipher ، وحور العلماء اللاتين لفظ (صفر) Sifr الى Zephyrm ثم اختصره الطليان الى Zero .

وهناك اسهام عظيم آخر قدمته الحضارة العربية الاسلامية فى هذا الميدان هو تقدم علم الجبر . صحيح أن هذا العلم له أصوله عند الهنود واليونان عندما اهتموا بطرق التعامل مع الكميات المجهولة . ولعل أهم اسهامات الهنود خاصة فى هذا الصدد ابتكار العلاقة الجذرية وغيرها من الرموز الجبرية . كما ابتكر علماء الرياضة الهنود فكرة الكمية السالبة* التى كان يستحيل الجبر بدونها ، وصاغوا القواعد التى يمكن بها ايجاد التباديل والتوافيق ، وحسبوا الجذر التربيعى للعدد ٢ . الا أن الخوارزمى هو الذى صاغ النسق الأساسى لعلم الجبر، وهو الذى خلع عليه هذا الاسم من لفظ عربى معناه (ملاءمة التركيب) وانتقل المصطلح بصورته العربية الى جميع اللغات الأوربية الحديثة من عنوان كتابه (الجبر والمقابلة) ، كما انتقل مصطلح الصفر.وقد أدخل فيبوناتشى وليوناردا آوبيزا عام ١٢٠٢م علم الجبر العربى والأرقام الهندية (التى أطلقنا عليها الأرقام العربية) الى أوربا فى العصور الوسطى . الا أن الرياضيات لم تحقق تقدما يذكر بعد ذلك حتى عصر النهضة الأوربية .

---

* يرى ديورانت أن أول من أشار الى الكميات السالبة هو العالم الرياضى الصينى جانج تسانج المتوفى عام ١٥٢ ق ٠م .

والنظام العددى الذى يشمل الأعداد الصحيحة الموجبة والسالبة والكسور يسمى النظام العقلى (الجذرى) Rational ، وفى هذا النظام نجد أن أى عدد يمكن التعبير عنه فى صورة نسبة بين عددين كاملين فى النظام . وفيه يمكن استخدام العمليات الأربع الأساسية ، عدا القسمة على الصفر . ويوفر لنا النظام العقلى كل مانحتاجه تقريبا لجميع أنواع القياس فى جميع فروع العلم الانسانى .

الا أن معالجة البيانات المترية Metric يتطلب غالبا بعض العمليات الرياضية التى تكون غير ممكنة فى النظام العقلى، ومن ذلك مثلا أن الجذر التربيعى أو التكعيبى لكثير من الأعداد لايمكن التعبير عنه فى صورة أعداد عقلية . فالجذر التربيعى للعدد (٢) يتعدى حدود النظام العددى العقلى . ومن هنا اخترع مفهوم الأعداد الصماء Irrational لشمول مثل هذه الحالات . ولأغراض عملية فان الجذر التربيعى أو التكعيبى لأى عدد يمكن تقريبه بالوصول الى أقرب عدد يمكن أن يوجد فى النظام العقلى . والتقريب يفيد بالطبع فى كثير من ممارساتنا للعمليات العددية فى الاحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى .

ولايقتصر نسق الرياضيات على الرموز وحدها (كما هو الحال فى الحساب والجبر) وانما يمتد الى الأشكال أيضا . ويؤكد بعض مؤرخى العلم أن " الهندسة " ظهرت لمواجهة بعض الضرورات العملية .ويذكر برنال (١٩٨٢) أن من هذه الضرورات ابتكار قوالب الطوب التى تستخدم فى البناء . وقد أدى استخدامها الى نشأة فكرة "الزاوية القائمة" والخط المستقيم وقد كان فى أول الأمر على شكل خيط مشدود من نسيج . الا أن الأدلة الأحدث تؤكد أن فكرة الزاوية القائمة والخط المستقيم عرفت قبل البناء والنسيج . وقد وجدت أشكال البلازنونات (وهى أشكال قائمة الزوايا تشبه لوحة الشطرنج غير المنتظمة) على رسوم جدران الكهوف التى ترجع الى العصر الحجرى القديم . الا أن من المؤكد ـ كما يقول ول ديورانت (١٩٧١، ج٢ : ١١٩) أن الأقدمين كلهم تقريبا مجمعون على أن الهندسة من صنع الحضارة المصرية وشواهد ذلك تصميم الأهرام

وحساب فيضان النيل وتقدير مساحة الأرض التى تطلبت جميعا دقة فى القياس . والقياس هو منشأ علم الهندسة ، ودليل ذلك أن لفظة Geometry مشتقة من كلمتين معناهما " قياس الأرض ". وأدى ظهور الهندسة فى مصر القديمة الى تطور حساب مساحة الأشكال وحجم الأجسام . وشمل ذلك حساب المساحة والمربع والدائرة وحجم المكعب والاسطوانة والكرة. وقد أحرزت الرياضيات فى مصر القديمة نجاحا هائلا بانجازها أيضا حساب حجم الشكل الهرمى ، ثم ظهرت بعد ذلك الحاجة الى حساب أحجام الأشكال المدببة والمائلة . وتقدير النسبة التقريبية (أى النسبة بين محيط الدائرة وقطرها) بمقدار ١٦ر٣ . ويعلق ديورانت (١٩٧١،ج٢: ١٢٠) على ذلك بقوله " ماأعظم فخرنا اذا استطعنا فى أربعة آلاف عام أن نتقدم فى حساب هذه النسبة التقريبية من ١٦ر٣ الى ١٤١٦ر٣".

وقد انتقلت رياضيات مصر القديمة الى الفيلسوف اليونانى فيثاغورس . فقد عرف المصريون بالفعل نظريته الشهيرة عن المثلث القائم الزاوية من خلال خبرتهم العملية . كما وضع البابليون جداول طويلة من المثلثات الفيثاغورسية . ومع ذلك فقد كان لفيثاغورس أثره البالغ فى احداث الرابطة بين الرياضيات والعلم والفلسفة ، وهى الرابطة التى لم تنفصم بعد ذلك أبدا .

ومن الاكتشافات الهامة التى جاءت بها المدرسة الفيثاغورسية ، ربما بعد موت مؤسسها ، مفهوم النسبة والتناسب . وعندهم أنه اذا أمكن التعبير عن كل قياس برقم ، فان التناسب بين القياسين المختلفين يجب أن يعبر عنه فى صورة نسبة كاملة بين رقمين . الا أنه سرعان ما اكتشف أن هناك أرقاما غير متناسبة . وكان هذا الاكتشاف صدمة عنيفة للمدرسة الفيثاغورسية وساهم فى انهيارها . وكان على علم الرياضيات فيما بعد أن يمتد بمفهوم العدد ليشمل الأعداد غير المتناسبة .

وعلى الرغم من عبقرية أقطاب اليونان الثلاثة : سقراط وأفلاطون

وأرسطو ، الا أن اسهامهم فى ميدان الرياضيات كان ضئيلا . بل أنه لم يظهر تقدم فى هذا العلم الا فى العصر الهيلينستى مع ظهور العالم العظيم أرشميدس الذى طور طرق أدوكسوس فى حساب قيمة النسبة التقريبية (ط) وطبقها فى خمسة مجالات هامة هى : تربيع الدائرة ، وحساب مساحة وحجم الكرة والاسطوانة وهى الأكثر تعقيدا من الدائرة. وكانت هذه الجهود بدايات حساب التفاضل الذى أحدثت ثورة هائلة فى كل من الرياضيات والفيزياء على يد نيوتن . وكان الأهم من ذلك والأكثر ابداعا ما أنجزه أبولونيوس (٢٠٠ ق م) من دراسة القطاعات المخروطية : القطع الناقص والقطع المكافئ والقطع الزائد التى كان اكتشفها ميناشموس (٣٥٠ ق م) من قبل .

ويعود الفضل الى اقليدس (٣٠٠ ق م) فى الربط بين الرياضيات والاستدلال من البديهيات والمسلمات على هيئة المنطق الأرسطى الصورى الأساس ، وبناء هذا العلم بصورته التى صار اليها كعلم صورى شكلى ، ولايزال عليها حتى الآن .

التناول الكمى للعلم :

لقد أنجب عصر النهضة كوكبة من العلماء والفلاسفة والأدباء والمفكرين ، كان منهم أعظم الرياضيين بعد اقليدس الا وهو العالم البريطانى اسحق نيوتن الذى حقق حلم اقليدس القديم فى التناول الكمى للعلم . وكان علم الفيزياء هو الأيسر تناولا على هذا النحو. وكانت أداة نيوتن فى تحويل الأسس الفيزيائية الى نتائج كمية يمكن قياسها واثباتها بالملاحظة أو العكس هو استعمال التفاضل والتكامل المتناهى فى الصغر ، أو كما سماها هو طريقة التدفق Fluxions . ويعتبر انجازه قمة العمل الرياضى الذى تمتد أصوله ابتداء من يودوكس وأرشميدس فى العصر الهلينستى الى فرمات وديكارت فى القرن السابع عشر . وقد صاغ ليبنتز هذه الطريقة بالصورة التى نعرفها حتى الآن فى علم التفاضل والتكامل ، على نحو جعل بعض مؤرخى العلم يرجعون

اكتشاف هذه الطريقة اليه بدلا من نيوتن . الا أن الحقيقة أن نيوتن هو الذى أحدث أعظم تطور فى علم التفاضل والتكامل على نحو جعله يصبح الطريقة الرياضية لحل وفهم المتغيرات ، ويعد كتابه العظيم (الفلسفة الطبيعية لمبادىء الرياضيات) De Philosophiae Naturalis Principia Mathemati الذى صدر عام ١٦٨٧ ذا أثر بالغ فى تطور كل من العلوم الطبيعية والرياضية على حد سواء .

كانت ثورة نيوتن احدى الأسس التى قام عليها العلم الحديث . فمنذ القرن السابع عشر أصبح من خصائص العلم مايسميه برنال (١٩٨٢ ج٢ : ١٣٧) وحدة الادراك الناتجة عن الفكرة الرائدة وطريقة العمل الرياضية المستخلصة من رياضيات الاغريق والعرب المسلمين والهنود والصينيين . وكان تغيير طبيعة العلم الذى ظهرت فى ذلك القرن ترجع فى جوهرها الى تركيز التفكير فى الرياضيات وحدها حتى أن المشكلات التى لم يستطع حلها رياضيا تركت دون حل . ليس هذا فقط بل حدث أن عولجت بعض الموضوعات التى لايمكن تناولها رياضيا بحلول رياضية فجة . ومن ذلك محاولة أحد تلاميذ هارفى شرح عمل غدد الجسم البشرى بالقوة الدافعة النسبية لجزئياتها والتى تتوقف على مدى انفراج زوايا خروج افرازاتها منها . وفى العلوم الانسانية حاول سبينوزا (١٦٣٢ - ١٦٧٧) فيلسوف القرن السابع عشر الشهير أن يترجم القواعد الأخلاقية الى أسس رياضية . وبالطبع لم يؤد اصرار علماء القرن السابع عشر على استعمال الرياضيات وحدها فى حل مشكلاتهم الى النجاح المطلق فى جميع المجالات فى ذلك الوقت . لقد أحرزوا نجاحا هائلا فى مجالات الفيزياء والميكانيكا والفلك ، ولكنهم لم يحرزوا تقدما يذكر فى مجالات الكيمياء والأحياء وبالطبع العلوم الاجتماعية والانسانية .

ولم تظهر الكيمياء الأساسية والكمية الا فى القرن الثامن عشر على يد لافوازيه ، وبعده أحرزت أعظم انجازاتها فى القرن التاسع عشر لأنها ارتبطت ارتباطا وثيقا بالثورة الصناعية التى ظهرت فى ذلك

الوقت . أما البيولوجيا الكمية فلم تظهر بشكل واضح الا على يد فرنسيس جالتون مؤسس هذا العلم الذى تطور كثيرا بعد اعادة اكتشاف قوانين مندل فى الوراثة فى مطلع القرن العشرين والذى شهد تطورات هائلة طوال القرن العشرين زودت الباحثين بنماذج وراثية يمكن فحص البيانات فى ضوئها وأدت بدورها الى ظهور علم الوراثة الانسانى Human Genetics والذى يستخدم الطرق الاحصائية فى تحليل أوجه التشابه والاختلاف بين الأفراد من درجات مختلفة من القرابة (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٤) . ويعود الفضل الى كارل بيرسون (١٨٥٧ - ١٩٣٦) مؤسس علم الاحصاء الحديث الى بناء ما أسماه " البيولوجيا الاحصائية " وتطبيقاتها الزراعية فى مجال انتاجية المحاصيل . وقد أدى ذلك الى نشوء عمليات القياس النفسى والاجتماعى التى حاولت أن تزن الاتجاهات والأفكار والذكاء واستقطبت مناهج رياضية على درجة عالية من الكفاءة والدقة كشفت بوضوح عما يمكن أن نعرفه أو لانعرفه من سلاسل محددة من الحقائق التى تبلغ مبلغا كبيرا من عدم الانتظام وعدم اليقين من صحتها .

وكانت الثورة الثالثة فى الفيزياء النظرية والرياضيات ـ بعد ثورتى اقليدس ونيوتن ـ تلك التى قادها البرت اينشتين (١٨٧٩ـ ١٩٥٥) الذى أنجز " أعظم تقدم فى تاريخ الفكر البشرى بصدور كتاب " النظرية العامة للنسبية " عام ١٩١٥ . وتلاحقت بعد ذلك الا بتكارات المذهلة وخاصة النظرية الجديدة للكم ، مبدأ اللايقين ، وصاحب ذلك كله اكتشافات مذهلة أيضا فى الفيزياء لعل أعظمها اكتشاف "الاكترون " الذى لعب دورا هاما فى الثورة التكنولوجية المعاصرة ،وأهمها ظهور الحاسبات الالكترونية .

. وبالطبع لم تكن العلوم الاجتماعية والانسانية التى ظهر معظمها فى القرن التاسع عشر غائبة عن هذا الاستخدام للمنهج الكمى فى موضوعاتها . فقد ظهر فيها اتجاه منذ البداية نحو احلال القياس والكم محل الصيغ اللفظية والتعميمات الكيفية . وقد لقى هذا الاتجاه

دفعة هائلة خاصة بعد الحرب العالمية الثانية . لقد هيأت هذه الحرب فرصا لتطبيق العلوم الاجتماعية والانسانية . ويذكر برنال (١٩٨٢) أن علماء النفس وعلماء الاجتماع - مثلا - الذين كانوا حتى ذلك الوقت منهمكين فى بحوثهم الأكاديمية وجدوا أنفسهم فجأة مدعوين للمساهمة فى مجالات الحياة العملية وقدمت لهم الامكانات الهائلة لاجراء مثل هذه البحوث ذات الطابع التطبيقى . كما وجدوا أنفسهم يعملون جنبا الى جنب مع علماء الفيزياء والكيمياء والبيولوجيا وغيرهم فى العمليات العسكرية وفى الانتاج الصناعى ، وكان الاشتراك فى العمل مفيدا لكلا الطرفين . فالعلماء الفيزيقيون أكتشفوا قدرا من الحساسية الاجتماعية والشعور بالمسئولية ازاء مجتمعاتهم عند اجراء البحوث العلمية ، كما أدرك العلماء الاجتماعيون والسلوكيون بدروهم أهمية التجريب والتحليل الكمى لمتغيراتهم وهما العدة والعتاد عند أصحاب العلوم الطبيعية والبيولوجية وكان الاحصاء محل القلب من ذلك كله .

طبيعة النظام العددى :

الأعداد هى جوهر لغة الكم . وحيث أن نسق الأعداد يعد جزءا هاما من البناء العام للرياضيات ، فان خصائص النظام العددى بالطبع تعد من خصائص الرياضيات عامة . ومن الطريف أن نذكر أن الذين حددوا طبيعة الرياضيات هم الفلاسفة ، وأشهرهم فى العصر الحديث برتراند رسل الذى اعتبر الرياضيات لغة منطقية رفيعة ، ان لم تكن فرعا من علم المنطق .

وتتميز الرياضيات - ومنها النظام العددى - بالخصائص الآتية :

(١) تبدأ الرياضيات بمجموعة من المسلمات Postulates . والمسلمة هى قضية يفترض أنها صحيحة دون حاجة الى برهان من أى نوع. كما أن المسلمة تتضمن افتراضا Assumption *عن وجود

* يجب التمييز بين الافتراض Assumption والفرض Hypothesis فأولهما يتضمن التسليم بصحته ولايحتاج الى برهان أو تحقيق أو اختبار . أما الفرض فهو فى جوهره يحتاج الى اختبار حتى يمكن قبوله على أنه صحيح أو رفضه لأنه خاطىء. ونحن نحبذ استخدام لفظ فرض وليس "فرضية" كما شاع فى بعض الكتابات فى السنوات الأخيرة .

علاقة ما بين الأشياء .

(٢) نسق المسلمات يجب أن يتسم بالاتساق الداخلى . فلا يجب أن تتضاد مسلمتان فيه ، كما لايجب أن تتكرر المسلمات داخل النسق الواحد وتتداخل فيه ولو حدث هذا التكرار فانه لايؤدى الى بطلان النسق وانما يجعله غير اقتصادى * .

(٣) يعتمد نسق الرياضيات على الاستنباط المنطقى ، وليس الاستقراء التجريبى (كالعلوم الطبيعية) . فاذا كان الاستدلال وثيق الصلة بالمنطق أو متسقا مع المسلمات فان النظريات ** Theorems (وهى العبارات المستنبطة) تصبح صحيحة بسبب التسليم بصحة المسلمات .

(٤) صدق الاستنتاجات فى النظام الرياضى ليس صدقا تجريبيا وانما هو صدق منطقى .

(٥) لاتتضمن المسلمات أو النظريات الرياضية أى اشارة لعالم الملاحظة . وفكرة فيثاغورس القديمة أن العالم يتألف من أعداد ليست صحيحة لأن الرياضيات من اختراع الانسان وليست اكتشافا لعالم الطبيعة ، كما ليس صحيحا القول مثلا أن المنحنى الاعتدالى لجاوس هو منحنى فيزيائى أو منحنى بيولوجى أو منحنى سيكولوجى . انه ليس أحدها . وانما هو منحنى رياضى يستخدم فى وصف الظواهر البيولوجية أو السيكولوجية . انه بعبارة أخرى نموذج رياضى ملائم ومفيد فى هذا الوصف .

والسؤال الآن هو : اذا كانت الظواهر النفسية والبيولوجية والفيزيائية لاتخضع للقوانين الرياضية ، فكيف تستخدم النماذج الرياضية فى وصف هذه الظواهر ؟ أى بعبارة أخرى كيف تستخدم الأعداد لتدل على الأشياء أو الأشخاص ؟ كيف نقيس مالايوجد فى صورة عدد ؟ .

---

* قانون الاقتصاد فى الجهد فى المنهج العلمى .

** نحن نميز بين النظرية Theory والنظيرية Theorem .

وللاجابة على ذلك نقول : ان بنية الظواهر الطبيعية والبيولوجية والنفسية والاجتماعية قد تتسم بخصائص يمكن أن تتوازى مع النماذج الرياضية بحيث يمكن القول بأنه يوجد مايسمى التشاكل Isomorphism أو التكافؤ Equivalence بين الميدان الرياضى وهذه الميادين. وفى بعض الأحيان قد يكون هذا التكافؤ تاما أو أقرب اليه ، وفى البعض الآخر قد يكون تقريبيا الى حد كبير .

وعندما نطبق النموذج الرياضى على أى جانب من جوانب الظواهر التى تتناولها العلوم التجريبية والامبريقية (العلوم الطبيعية والكيميائية والبيولوجية والنفسية والاجتماعية) ، فان هذا التطبيق يجب اختباره تجريبيا . فمثلا لو طبقنا منحنى التوزيع الاعتدالى على وصف ظاهرة نفسية معينة كالذكاء فيجب التأكد من حسن المطابقة بين التوزيع التجريبى والتوزيع الاعتدالى الرياضى النموذجى بالطرق الاحصائية الملائمة التى سيتناولها هذا الكتاب .فاذا اقترب النموذجان وحصلنا على مقدار كبير من حسن المطابقة بينهما ، نقبل النموذج الرياضى ونعتبره يصلح للتطبيق على هذه البيانات . أما اذا لم يتوافر محك حسن المطابقة فاننا نرفض هذا النموذج الرياضى لأنه يعد غير مفيد فى وصف البيانات .

الفصل الثانى

القياس فى العلوم الانسانية والاجتماعية

القياس Measurement نشاط انسانى آخر يكاد يعود أيضا الى فجر الحضارة البشرية ـ شأنه فى ذلك شأن لغة الكم التى تناولناها فى الفصل السابق . فمع اتساع نطاق العمليات الجارية فى أسواق المدينة القديمة ومعابدها وتضخم مقادير المواد والخدمات التى تطلبتها أدى ذلك الى ظهور التفكير الكمى الذى كان علامة على بداية العلم الرياضى . وقد أدت الحاجة الى تقدير هذه المقادير الى ظهور " المقاييس " المختلفة . ولجأ الانسان فى سبيل ذلك ـ ومنذ أقدم العصور ـ الى البحث عن " الوحدات " الملائمة للظاهرة موضوع القياس . ومن ذلك مثلا استخدام أعضاء الجسم الانسانى ، كالشبر والفتر والاصبع والذراع والقدم ، فى قياس الأطوال وهى جميعها وحدات من نفس الظاهرة (أى الطول) . وفى قياس الحجم لجأ الى نفس المنطق أى استخدام وحدة " القطعة " من نفس المادة المقيسة كسلة من الغلال أو كتلة من الخشب أو رأس من الماشية . وبالطبع كان يكفى ذلك لعدد " وحدات " الأشياء الشائعة فى حياة القرية ، والتى يسهل ادراكها فى صورة وحدات . الا أن التحول الى حياة المدينة ـ كما يرى برنال (١٩٨٢) أظهر أهمية بعض " المعادن الثمينة " والتى لايصلح لقياسها منطق وحدة " القطعة " ، ومن هنا نشأت الحاجة الى قياس الوزن للمقارنة بين كميات هذه المعادن فى ضوء أثقالها ، وحينئذ ظهر الميزان كأداة للقياس والذى كانت له آثار بالغة الأهمية بالنسبة لتقدم العلم .

ومن الظواهر التى شغلت الانسان أيضا منذ أقدم العصور ظاهرة الزمن . ويعود الفضل الى الحضارة البابلية فى اختراع الساعة المائية والمزولة كمقاييس للزمن ، وتقسيم السنة الى أشهر، والشهر الى أسابيع ، والأسبوع الى أيام ، واليوم الى ساعات ، والساعة الى

دقائق ، والدقيقة الى ثوان اعتمادا على النظام الستينى الذى نشأت منه النظم الاثنتا عشرية فى العد ، كما بينا فى الفصل السابق .

وسرعان ما امتد سعى الانسان فى القياس الى معظم مايحيط به ، ونشأت مع هذا السعى مقاييس لمعظم الظواهر الفيزيائية ، وتطورت المقاييس التى ابتكرها أو لجأ اليها فى مراحل سابقة من تطور الحضارة الانسانية . ثم امتد هذا الدأب الانسانى المشروع الى الظواهر الانسانية والاجتماعية والسلوكية . وتجاوز محض الاستفادة والاستخدام فى الحياة اليومية من جانب الانسان الى العلم .فاندماج القياس فى العلم الى الحد الذى جعل عددا من العلماء والفلاسفة المرموقين يدركون تاريخ العلم كله على أنه يدور حول القياس . ومن هؤلاء عالم الفيزياء البريطانى اللورد كالفن - الذى عاش فى العصر الفيكتورى . فقد ذهب الى حد اعتبار أن " أى معرفة لاتخضع للقياس ولايعبر عنها بلغة العدد تعد هزيلة وغير مقنعة " . وهو قول أشبه بما عبر عنه الكاتب الانجليزى جون أربوثنوت قبل ذلك بقرنين من الزمان . كما يقترب كثيرا مما ذكره أعلام آخرون من أمثال عمانويل كانت وليوناردو دافنشى وروجر بيكون وفرنسيس بيكون وغيرهم . وقد تحول ذلك كله الى العبارة التى أصبحت أقرب الى أن تكون شعارا للعلم الحديث وهى " أن كل مايوجد يوجد بمقدار ، وأن كل مايوجد بمقدار يمكن أن يقاس" ، وهى عبارة تحمل بالطبع درجة عالية من الثقة فى الكم كلغة للعلم ، وفى القياس كوسيلته الأساسية .

الا أن العلماء فى القرن العشرين سرعان ما أصبحوا أكثر حساسية لحقيقة هامة هى أنه حتى فى العلوم التى تعتمد اعتمادا كاملا على القياس- كالعلوم الفيزيائية - فان محض الكم وحده لايكفى .فلتحقيق أغراض العلم لابد للمقاييس ذاتها أن تكون موضوعا للمقارنة .وقابلية المقاييس للمقارنة تتطلب بدورها ادراكا لمدى دقتها ،وتوافر طريقة ما لتقدير درجة عدم اليقين فيها ، وتحديد مدى هذه الدرجة ، والتعبير عن المسافة التى تقع فيها ، والوصول الى استنتاجات حول ذلك ، وهذا

كله هو مايدور حوله علم الاحصاء الحديث . ومع ذلك يظل السعى الدائب لاستخدام لغة الكم فى العلم المشروع التاريخى الدائم للعلماء .

تعريف القيــاس :

يعرف نناللى (فى: فؤاد أبوحطب ، ١٩٨٤) القياس فى العلم عامة بأنه "قواعد استخدام الأعداد بحيث تشير الى الأشياء بطريقة تدل على كميات من خاصيــة " . ومعنى ذلك أن القياس يعتمد فى جوهره على استخدام الأعداد ، الا أنه فى صورته المحكمة يتضمن فكرة الكم والتى تعنى مقدار مايوجد من صفة أو خاصية معينة وتشير كلمة " قواعد " التى وردت فى هذا التعريف الى أن اجراءات استخدام الأعداد يجب أن تصاغ صياغة صريحة وأن يعبر عنها تعبيرا واضحا يقبل النقل والفهم والاتصال. وبالطبع فان هذه القواعد قد تكون فى بعض الأحيان على درجة من الوضوح الشديد بحيث لاتتطلب صياغة تفصيلية كما هو الحال فى استخدام المتر فى قياس الطول ، أو الكيلو جرام فى قياس الوزن . الا أن هذه الأمثلة هى الاستثناء فى ميدان القياس وليست القاعدة فى العلم ، فعند قياس مقادير العناصر المختلفة التى تتكون منها المركبات الكيميائية يتطلب الأمر فى أغلب الأحوال اجراءات معقدة ليست واضحة بذاتها كما هو الحال فى استخدام المتر أو الكيلو جرام . ومن المؤكد أن قواعد قياس كثير من الخصائص النفسية والتربوية والاجتماعيــة ليست واضحة بذاتها أيضا ، كما هو الحال فى قياس الذكاء أو كفاءة المعلم أو المستوى الاقتصادى ـ الاجتماعى مثلا .

أما كلمة " خاصية " التى وردت فى التعريف آنف الذكر فتدل على أن القياس يهتم دائما بصفة معينة من صفات الأشياء فى العلوم الطبيعية أو الأشخاص فى العلوم الانسانية وعلى وجه التحديد نستطيع القول أننا لانقيس الأشياء وانما نقيس خصائصها كالطول والوزن ، وبالمثل فاننا لانقيس الطفل مثلا وانما نقيس ذكاءه . ولهذا التمييز أهميته لسببين : أحدهما أن القياس يتطلب عملية تجريد . فالخاصية تدل على علاقة بين

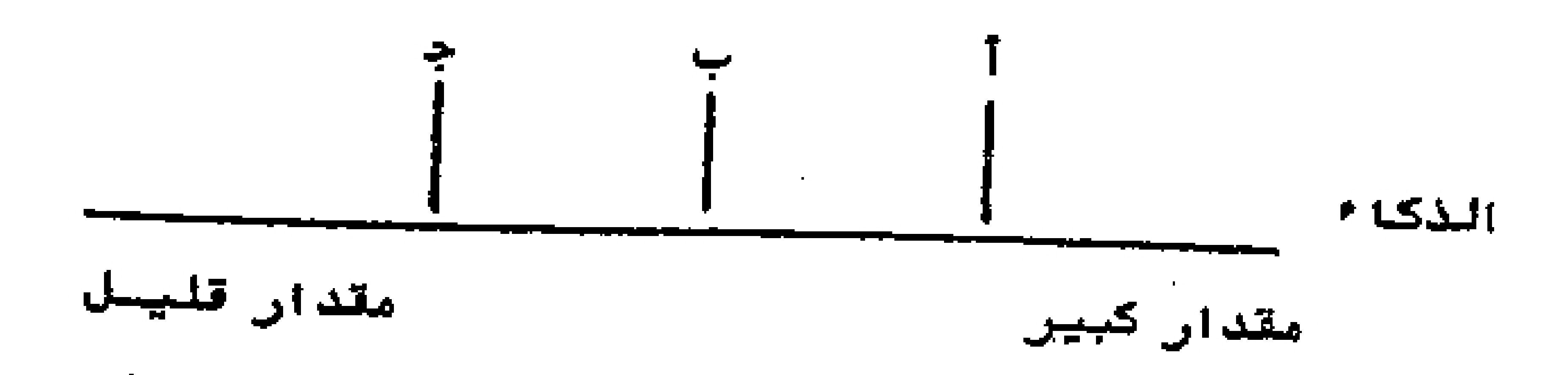
الأشياء أو الأشخاص فى بعد معين : كالوزن أو الذكاء ولاتختلط بالجوانب (أو الأبعاد) الأخرى للأشياء أو الأشخاص.وهذه المسألة رغم وضوحها للقارئ المتخصص الا أنها لاتبدو كذلك لغير المتخصصين ، فكثيرا مانجد خلطا بين خاصية معينة للأشياء وكل الخصائص التى يمكن ملاحظتها فيها ، والفشل فى تجريد خاصية معينة يجعل مفاهيم القياس صعبة الفهم ، ومن ذلك مثلا يصعب على كثير من الناس أن يفهم أن الجانح والسوى يمكن أن يتوافر فيهما نفس المستوى من الذكاء (كما يقاس باختبارات الذكاء) .

والسبب الثانى للتأكيد على أن القياس يتناول خاصية معينة هو أن ذلك يجبرنا على ضرورة دراسة طبيعة الخاصية قبل محاولة قياسها لأن من المحتمل أن تستعصى الخاصية على القياس . فليس من الضرورى أن جميع العبارات التى نستخدمها فى وصف الناس تعنى بالفعل أنها خصائص قابلة للقياس . ويوجد احتمال آخر أن المقياس قد يتناول خليطا من الخصائص لا خاصية واحدة . وهذا مانجده كثيرا فيما يسمى استخبارات " التوافق " أو قوائم مشكلات الشباب والتى تتضمن مفردات ترتبط بعدد من الخصائص المنفصلة . ورغم أن هذه المقاييس المختلطة لها مايبررها من الوجهة العملية والتطبيقية الا أنها لاتتضمن الا قليلا بمنطق القياس فى العلم .

وأخيرا اشتمل تعريف نناللى السابق للقياس على عبارة أن" الأعداد تستخدم لتدل على كميات " من الصفة أو الخاصة وليس مجرد الاكتفاء بالاشارة الى الأشياء أو الأشخاص . صحيح أن محض الاشارة الى الأشياء أو الأشخاص قد يتضمن مستوى بسيطا من القياس فى العلم الا أن القياس بمعناه الأكثر تطورا لابد أن يتضمن معنى الكم . وفكرة الكم تعنى مقدار مايوجد فى الشئ من الخاصية ، وتستخدم الأعداد لتدل على هذا المقدار . والواقع أن مفهوم التكميم Quantification يتداخل مع مفهوم القياس الى حد أن المصطلحين يستخدمان فى كثير من الأحيان كمترادفين .

أنواع الخصائص أو السمات :

ولكى نوضح مفهوم القياس فى علم النفس مثلا يمكن أن نمثل السمة بخط مستقيم ثم تحدد المواضع الفردية فيها بنقط على هذا الخط كما هو موضع فى الشكل رقم (١) الذى يوضح سمة " الذكاء " ومواضع الأشخاص أ ، ب ، ج فيها ٠



شكل (١) : التمثيل الهندسى لسمة (الذكاء) ومواقع الأشخاص أ ، ب ، ج (نقط على خط مستقيم)

والسمات المقيسة على النحو السابق يمكن أن تسمى السمات ذات القطب الواحد ، ويقصد بها تلك الصفات أو الخصائص التى تمتد من الصفر الى أكبر مقدار منها ، كما يوضحها الشكل رقم (٢) ٠

أكبر مقدار من س ← صفر س

شكل رقم (٢) سمة ذات قطب واحد

ومن الأمثلة على هذا النوع السمات الفيزيائية والمورفولوجية (الخاصة ببناء الجسم كالطول والوزن) والفسيولوجية (الخاصة بوظائف الأعضاء كضغط الدم ومعدل الأيض) ، كما تشمل على سبيل المثال أيضا فى المجال النفسى قياس السمات المعرفية ، وفى المجال التربوى قياس التحصيل ، وفى المجال الاجتماعى قياس المستوى الاقتصادى كما يتحدد بمقدار الدخل السنوى ٠

ورغم أهمية هذا التصور الكمى للسمات الا أنه ليس شائعا، فمن المعتاد أن يصف الناس بعضهم بعضا فى ضوء سمات كيفية لاكمية ، كما يتمثل ذلك فى التقارير القصصية أو الملاحظات للسلوك . كما قد يوصف الناس فى ضوء " وجود " السمة أو " عدمها " . ومعنى ذلك أنه لايتوافر تدرج أو توسط فى مقدار السمة ، وهذا أقرب الى مفهوم " النمط ". وبالطبع يوجد بالفعل عدد من السمات السيكولوجية والتربوية والاجتماعية لاتتوافر فيها خاصية القابلية للتناول الكمى أو القياس ومن ذلك " وجود المخاوف المرضية أو " عدم وجودها " ، أو " حدوث " الاستجابة الشرطية أو " عدم حدوثها " أو الزواج أو عدمه .

الا أن جيلفورد يشير الى وجود نوع ثالث من السمات يسميه " السمات ذات القطبين " Bipolar وهى السمات التى تمتد من قطب معين الى قطبه المضاد مارة بنقطة الصفر ويوضحها الشكل رقم(٣)، ومن أمثلة ذلك فى علم النفس الانبساط فى مقابل الانطواء ، وفى العلوم الاجتماعية التصنيفات الثنائية الشهيرة مثل اليسار واليمين، أو التحرر والمحافظة .

+ س   صفر   – س

شكل (٣) سمة ذات قطبين

ومع هذا فان هذا النوع من السمات لايخرق قواعد القياس ، سواء كانت فى ذلك من النوع الكيفى البحت ، أو من النوع الثنائى القطب ، فالتطور الراهن فى علم القياس النفسى وفى علم الاحصاء يسمح بتحليل البيانات الكيفية ، كما يسمح باعتبار الملاحظات التى تقبل التحويل الى لغة " العدد " بأى درجة على أنها نوع من المقاييس ومن ذلك العنونة والترتيب والمسافات والنسب .

ويبدو أن عددا كبيرا من السمات الوجدانية والاجتماعية من النوع ذى القطبين . فكثيرا مايتحدث علماء النفس عن الانبساط فى مقابل الانطواء ، والانشراح فى مقابل الاكتئاب ، والسيطرة فى مقابل الخضوع . وفى هذا النوع من السمات يكون موضع نقطة الصفر حيث تتوازن الصفتان المتضادتان ، أى حيث يوصف الفرد بأنه لاتسود فيه احدى الصفتين أو الأخرى . وتعد الميول بوجه عام من نوع السمات ذات القطبين حيث تمتد بين قطبى الحب والكراهية لموضوعات الميول .

ومن الممكن بالطبع ألا يكون قطب " الكراهية " الشديدة على نفس الدرجة من الشدة التى يكون عليها قطب " الحب " الشديد . وهذا يعنى أن نقطة الصفر ليست فى المنتصف تماما،وانما هو أقرب الى القطب الموجب أو السالب . وتصنف الاتجاهات الاجتماعية بنفس الطريقة ، فنحن نقبل أو نوافق على قضية خلافية (أو منظمة أو ممارسة اجتماعية) أو نعارضها ونرفضها .

ويشير جيلفورد الى أن التمييز بين هذين النوعين من السمات فى ضوء مفهوم الصفر له أهميته المنطقية . الا أن قيمته الاجرائية والعملية ضئيلة بالنسبة للخصائص النفسية والتربوية والاجتماعية . فمن النادر أن يتوافر لنا تحديد نقطة " صفر حقيقى " فى المقياس ، وعادة مانستخدم نقطة التوسط فى مقياس السمة كنقطة مرجعية ،وبالتالى كنوع من الصفر الاعتباطى الذى تتوازن من حوله الاختلافات الموجبة والسالبة . الا أن نقطة الصفر الاحصائية هذه يندر أن تتطابق مع نقطة صفر سيكولوجية . ويصدق هذا على وجه الخصوص فى حالة السمة ذات القطب الواحد . أما فى حالة السمة ذات القطبين فان هذه النقطة قد تتحيز الى القطب الموجب أو القطب السالب بالنسبة للصفر السيكولوجى .

والتمييز بين السمات أحادية القطب وثنائية له أهميته التجريبية حين نحاول تحديد الصفات المتضادة بالفعل . وفى مثل هذه الأحوال نلجأ فى العادة الى انتقاء صفتين نعتبرهما متضادين ، ثم نسعى الى

تحديد مدى صحة ذلك بالطرق التجريبية . فمثلا نحن نفترض فى العادة أن صفة السيطرة هى نقيض مباشر لصفة الخضوع ، ومع ذلك قد نجد أن بعض الشروض عن السيطرة أنها " الجرأة الاجتماعية " وفى هذه الحالة لايكون الخضوع هو النقيض ، وانما مايمكن أن نسميه " الاستئناس الاجتماعى " وهو مصطلح لايتضمن بالضرورة التعنى " الاستسلامى " الذى توحى به كلمة " خضوع " . بل ثبت أن بعض الصفات مثل المسايرة وعدم المسايرة ليست نقائض مباشرة . فقد أثبتت بعض الدراسات أن الحاجة الى مسايرة المعايير الثقافية سمة أحادية القطب ، وأن المؤشرات التى تدل على عدم المسايرة تشير الى سمة أخرى أحادية القطب أيضا هى الحاجة الى الحرية أو الدافع الى الاستقلال .

<u>طرق القيـــاس :</u>

مفهوم " السمة " مفهوم كمى فى كثير من الحالات كما أشرنا ، ومعنى ذلك أن السمات فى معظمها يمكن أن تخضع للقياس بحيث تصبح الفروق أو الاختلافات فروقا فى " الدرجة " وليس فى " النوع " .

والواقع أن البحث عن طرق جيدة للقياس يمثل المشكلة العظمى فى العلوم الانسانية . ورغم هذه الحاجة الشديدة لم يظهر الا القليل من طرق القياس فى بداية القرن الحالى . وقد يعود تأخر ظهور القياس فى هذه العلوم بمقارنته بالقياس فى العلوم الطبيعية أو البيولوجية الى بعض التصورات الخاطئة عن موضوع العلوم الانسانية . وقد قال الفيلسوف كانط ذات مرة أنه ليس من الممكن اقامة علم النفس لأن بياناته الأساسية لايمكن ملاحظتها . وبالطبع يتفق علماء النفس مع كانط حول طبيعة البيانات السيكولوجية ، فهم أدرى الناس بأن قليلا من هذه الظواهر يمكن ملاحظته مباشرة وقياسه ، الا أنهم لايتفقون معه فى أن مايمكن أن يقاس هو مايخضع للملاحظة المباشرة فحسب .

ان مايقبل الملاحظة المباشرة والقياس فى العلوم السلوكية هو

الأداء Performance . وتستخدم أساليب الأداء كمؤشرات على كثير من السمات ، وبالفعل فان للأداء خصائص الفيزيائية والملموسية التى تتفق مع مطالب البحث العلمى والقياس . الا أنه توجد ظواهر أخرى تسمى الظواهر " السيكولوجية " أو " العقلية " لاتخضع للدراسة العلمية المباشرة . وقد ظهر طوال تاريخ التفكير الفلسفى ميل لتصنيف الظواهر النفسية الى ماهو " فيزيائى " وماهو " عقلى "، وهو التصنيف الذى يشار اليه " بالثنائية السيكوفيزيائية " أى الاعتقاد بوجود عمليات عقلية وفيزيائية (جسمية) منفصلة . وبسبب هذا الموقف بذل كثير من الباحثين والمفكرين معظم جهودهم فى البحث عن " روابط " بين العقلى والفيزيائى أو بين المادى والمعنوى .

وقد استطاع فلاسفة العلم المحدثون التغلب على هذه المشكلة التى تبدو مظهريا شديدة التعقد باستخدام مجموعة من القواعد البسيطة والتى تتلخص فى أن الفرض الجوهرى للبحث العلمى هو اختبار فروض (والوصول الى تجريدات أو تعميمات) عن عالم الوقائع المادية ، أى تلك الوقائع التى يمكن ادراكها حسيا (بالبصر أو السمع أو اللمس أو غيرها) عن طريق الخبرة المشتركة . أما الظاهرة التى ندرسها فيمكن أن تكون هى ذاتها غير قابلة للادراك الحسى أو الملاحظة المباشرة مثل المغناطيسية والنشاط الذرى وانتقال الحرارة والذكاء . الا أن معرفتنا بمثل هذه الظواهر تتطلب توافر الوقائع التى يمكن ملاحظتها أو المؤشرات الخاصة بهذه الظواهر مثل تغيير اتجاه ابرة البوصلة أو نشاط عداد جايجر أو قراءة الترمومتر أو الدرجة فى اختبار أو ملاحظة يتم تسجيلها لأداء الأفراد على مهمة داخل معمل علم النفس من نوع زمن الرجع .

وقبل أن نقبل الفرض أو نرفضه على أساس الصواب أو الخطأ يجب أن يتوافر لدينا برهان على ذلك من شواهد وأدلة عالم الواقع ومؤشراته التى يمكن ملاحظتها ملاحظة موضوعية مباشرة ، أى بحيث تكون هذه الشواهد والأدلة والمؤشرات من النوع الذى يمكن أن يلاحظه ملاحظون

آخرون ، ولذلك لابد أن تكون طرق جمع هذه الأدلة والحصول عليها واضحة وصريحة بحيث يمكن للباحثين الآخرين أن يقوموا مستقلين بعضهم عن بعض بجمع شواهد تدعم الفرض أو تدحضه .

ومعنى ذلك أن الخصائص التى تخضع للقياس فى العلم قد لاتقاس مباشرة بوحدات معيارية منها ، بل نكاد نقول - فى اطار فلسفة العلم الحديثة - أنه لاتوجد خاصية ينطبق عليها هذا الوصف الا الطول . أما غير ذلك من الخصائص الفيزيائية والبيولوجية والسيكولوجية والاجتماعية فقياسها غير مباشر . اننا نقيس الحرارة بمقياس مترى، وكذلك الوزن ، كما أن معظم هذه الخصائص من نوع التكوينات الفرضية التى لاتلاحظ هى فى ذاتها مباشرة ، أى أنها لاتخضع للادراك الحسى المباشر . وكثير من المفاهيم الكبرى فى العلم من هذا القبيل. فالمغناطيسية والنشاط الذرى وانتقال الحرارة والذكاء من نوع التكوينات الفرضية أو التجريدات المعرفية . وبالطبع تحتاج دراستنا لهذه الظواهر وقياسها توافر قدر من الوقائع التى يمكن ملاحظتها أو المؤشرات الخاصة بها . واذا كان علماء الفيزياء يعتمدون فى دراستهم لظواهر المغناطيسية والكهرباء والحرارة على مؤشرات مثل تغيير اتجاه ابرة البوصلة أو نشاط عداد جايجر أو قراءة الترمومتر . فان الباحثين فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فى دراساتهم وقياسهم لتكويناتهم الفرضية كالذكاء وكفاءة التدريس والاتجاه نحو العمل اليدوى وغيرها يعتمدون على مؤشرات على هذه المفاهيم تنتمى الى عالم الواقع ويمكن ملاحظتها ملاحظة موضوعية مباشرة .

وتختلف المؤشرات التى يستخدمها الباحثون فى العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية حسب طبيعة كل تخصص منها . ففى علم النفس مثلا تسمى المؤشرات على الخصائص أو المفاهيم فيه أساليب الأداء ومنها يستنتج الباحثون هذه المفاهيم النفسية التى تعد من نوع التكوينات الفرضية أو التجريدات المعرفية التى لاتلاحظ مباشرة . وتصنف أساليب الأداء فى علم النفس الى فئات ثلاث هى :

(أ) الأداء اللغوى كما يتمثل فى النطق والتحدث والتلفظ شفاها أو كتابة وقد يمتد الى وسائل الاتصال غير اللفظى كالايماءات

والاشارات وغيرها ٠

(ب) الأداء الحركى كما يتمثل فى نشاط أعضاء الحركة مباشرة كاستخدام الجسم أو الأيدى أو الأصابع أو الأقدام ٠

(ج) الأداء الفسيولوجى كما يتمثل فى نشاط الأجهزة الجسمية المختلفة كالنشاط الهورمونى للغدد الصماء أو نشاط القلب أو نشاط المخ٠

وتختلف المؤشرات المستخدمة فى العلوم الانسانية والاجتماعية الأخرى بالطبع عن تلك التى يستخدمها علماء النفس ٠ ففى العلوم الاجتماعية والتربوية يركز الباحثون على جوانب معينة فى الحياة الاجتماعية ثم يختارون المؤشرات التى تدل عليها ومن ذلك مثلا الدخل السنوى أو كمية الطاقة المستهلكة أو عدد الأسرة فى المستشفيات أوعدد الفصول فى المدارس وكثافة هذه الفصول أوعدد الأجهزة الحديثة التى يستخدمها الأفراد وغيرها ٠

ويستخدم الباحثون فى العلوم الانسانية عددا من الطرق فى قياس الخصائص والتكوينات الفرضية توضح لنا كلها أو بعضها أو أحدها مقدار المفهوم فى ضوء مؤشراته ، وأهم هذه الطرق مايأتى :

(١) تكرار أو احتمال حدوث مؤشر الخاصية : يمكن القول أن عدد الاستجابات "الصحيحة" فى اختبار موضوعى للتحصيل مثال لما نسميه تكرار حدوث مؤشر السمة ، لأن كل مفردة من مفردات الاختبار هى " فرصة " للدلالة على ما اذا كانت استجابة المفحوص تدفعه الى الطرف الأعلى من المقياس أو تهبط به الى طرفه الأدنى أو تضعه فى المستوى المتوسط ٠

وكذلك اذا أجاب المفحوص اجابة صحيحة على ٦٠ سؤالا من ١٠٠ سؤال فان قياس السمة بدلالة تكرار حدوث مؤشرها يمكن أن يتحول فى هذه الحالة الى احتمال فى صورة نسبة فنقول ان احتمال حدوث مؤشر السمة فى هذه الحالة هو ٦ر. أو فى صورة نسبة مئوية ٦٠٪ ٠

فاذا كان العمل الذى يؤديه المفحوص يتألف من وحدات (أسئلة) كثيرة متساوية فى الصعوبة أو السهولة فيمكن أن تقاس السمة بعدد

الاستجابات الصحيحة (سواء كانت فى صورة تكرار أو احتمال) التى يؤديها المفحوص فى وقت محدد ، وفى هذا نحن نقيس السرعة ، وقد تقاس السمة بعدد الاستجابات الخاطئة التى تصدر عن المفحوص فى وقت محدد وفى هذا يصبح الباحث مهتما بقياس الدقة .

(٢) شدة أوحدة حدوث مؤشر الخاصية : وتتمثل طريقة الشدة أو الحدة فى اختبارات القدرات العقلية مثلا فى مستويات صعوبة المفردات التى يستطيع المفحوص الاجابة عليها ، وتتمثل فى النشاط العضلى بمقدار الطاقة أو الجهد المبذول كما يقاس بسعة الاستجابة أو قوتها ، وفى بعض صور النشاط الأخرى فإن المكونات الفسيولوجية مثل ضغط الدم أو معدل النبض أو قابلية الجلد للتوصيل للتيار الكهربائى أو التوتر العظمى تشير الى شدة الانفعال . وتدل درجة القبول أو الرفض للقضايا الخلافية على شدة الاتجاهات .

وتستخدم هذه الطريقة فى قياس الذكاء مثلا حين يكون على الباحث المبالغة فى تأكيد القوة . ويمكن أن تستخدم كمؤشر للخاصية حين يحصل الفاحص على مقياس يتألف من أسئلة مرتبة حسب الصعوبة . ويصبح السؤال فى هذه الحالة ماهو الحد الذى يصل اليه المفحوص ولايتعداه ؟ ويمكن اعطاء مثال واضح من ميدان الألعاب الرياضية وخاصة فى قفز الحواجز حيث يرفع الحاجز تدريجيا حتى يصل اللاعب الى الحد الذى لايستطيع اجتيازه ، ويمكن الحصول بهذه الطريقة على مقياس للأداء . ويصدق هذا على اختبار رافن للذكاء الذى يتألف من مصفوفات متتابعة متدرجة فى الصعوبة وتتطلب هذه الطريقة جهدا كبيرا فى تحديد المستويات . وقد تعطى للأسئلة درجات حدة متناسبة مع صعوبتها بالنسبة للمفحوصين. وتصبح درجة المفحوص هى مجموع هذه الدرجات الموزونة للأسئلة التى يجيب عليها اجابة صحيحة أو خاطئة (حسب نظام وزن الدرجات) وقد يعطى للمفحوص درجة رتبة لأصعب أو أسهل سؤال أجاب عليه .

(٣) مدى حدوث مؤشر الخاصية : وهذه الطريقة ليست واضحة أو

شائعة الاستخدام كالطريقتين السابقتين وتتطلب فى جوهرها تحديد عينة متنوعة من الأسئلة يتألف منها المقياس. ويستخدم فى قياس السمة درجة التنوع فى الأسئلة التى يجيب عليها المفحوص .

مستويات القياس :

أشرنا الى أن القياس فى العلم يستخدم لغة الكم ، أو هو تزاوج بين الأعداد والخصائص أو السمات التى نستخدمها فى وصف الأشياء أو الأشخاص . فبدلا من وصف الطفل بأنه قارئ جيد أو سئ ، نستخدم مقياسا للقراءة - من نوع الاختبارات التى سنتناولها بالتفصيل فيما بعد - ونحصل منه على درجة (عدد أو مقدار) تحمل هذه المعلومات بدرجة أكبر من الدقة ، وعلى نحو يساعدنا على تطبيق الطرق الرياضية المختلفة . ويرى بعض النقاد أننا نفقد " الخصوبة " و " التعقد " فى الكلمات التى تتألف منها لغة الوصف الكيفى حين تتحول الى لغة الوصف الكمى " البسيطة " و " الباردة " . والواقع أن لغة الكم لاتقل خصوبة وتنوعا عن لغة الكيف ، كما سنبين طوال هذا الكتاب ، ومع ذلك فان فقدان بعض هذه الخصائص قد لايكون ثمنا فادحا للدقة فى العلم بشرط أن تتم " المقايضة " على أسس صحيحة ، وأن يكون الباحث على درجة من الوعى بما يفعل حتى يستخدم الطرق الكمية استخداما سليما وحتى لايكون محض آلة بشرية تطبق طرق التحليل الكمى تطبيقا أعمى - وهو حال كثير من الباحثين فى الوقت الحاضر - والا فان الوصف الكيفى يكون عندئذ أصح وأجدى . ولعلنا نلتزم دائما بالقول الأقرب الى الحكمة فى العلم بأن " لاقياس " أفضل من قياس سئ " وأن " الوصف الكيفى " قد يكون أكثر فائدة للعلم من " وصف كمى ردئ " . والسؤال هو كيف يكون القياس جيدا ويكون الوصف الكمى مفيدا للعلم ؟ ان الاجابة على هذا السؤال هى موضوع هذا الكتاب كله .

واذا عدنا الى المقاييس فاننا نقول منذ البداية أن المقاييس فى العلم ليست من فئة واحدة ، لقد قام العلماء بتحديد أنواع القياس المختلفة ودرجة ملاءمة العمليات الحسابية المعروفة لكل من

هذه الأنواع . ولهذا الموضوع أهميته القصوى لأننا ان لم نتناوله ببعض التعمق قد يُفترض أن جميع العمليات الكمية من جمع وطرح وضرب وقسمة يمكن أن تستخدم مع جميع نظم القياس . بل قد يستنتج البعض أن القياس يصبح مستحيلا مالم نستخدم جميع العمليات الكمية . ولو أخذنا ميدان القياس العقلى فى علم النفس منذ بدايته لوجدنا وعيا مبكرا بهذه المسألة . فعلى سبيل المثال نجد أنه منذ ظهور الاختبارات المبكرة للذكاء أشار العلماء أنه لامعنى للقول بأن الطفل الذى نسبة ذكائه ٧٥ يكون نشاطه العقلى نصف طفل آخر نسبة ذكائه ١٥٠ ، فالأطفال يختلفون دون شك كثيرا فى استجابتهم للمواقف التى تتطلب الذكاء والتى تعد مؤشرات عليه ، الا أنه لايوجد فى سلوكهم مايبرر التعبير عن هذه الفروق فى صورة معامل مقداره ٢ أو كسر مقداره $\frac{1}{2}$ أو نسبة مقدارها ٥ر أو تناسب مقداره ٢ : ١ .

وحينما تنبه علماء النفس الى هذه الخاصية التى تتوافر فى الأعداد التى يستخدمونها تحققوا من أنه توجد مقاييس مشابهة خارج علم النفس . فالحرارة مثلا تقاس فى العادة بمقاييس مئوية (أو فار نهايتية) فاذا انخفضت الحرارة من ٣٠ درجة مئوية أثناء النهار الى ١٥ درجة مئوية أثناء الليل لانستنتج من ذلك أن الجو أصبح فى منتصف الليل نصف دفئة أثناء الظهيرة ، وذلك لأن الصفر فى مقاييس الحرارة صفر اعتباطى ولايعنى " عدم وجود حرارة على الاطلاق " ، كما أن درجات الحرارة فوق الصفر لايمكن تناولها بنفس الطريقة التى نتناول بها درجات الطول أو الوزن . ومن الواضح أن مقاييس الذكاء أقرب الى مقاييس الحرارة منها الى مقاييس الأطوال .

والواقع أن أفضل تصنيف لأنواع القياس المختلفة أو مستوياته وبخاصة فى ميدان علم النفس ذلك اقترحه ستيفنس وفيه يقسم الطرق المختلفة لاستخدام الأعداد الى أربعة أنواع هى المقاييس الاسمية ومقاييس الرتبة والمسافة والنسبة لكل منها قواعده وحدوده وضوابطه ، ولكل منها الاجراءات الاحصائية الملائمة له . وقد طور كومبس هذا

التصنيف وحدد العلاقات التى تربط بين المستويات المختلفة وأضـــاف فئات جديدة سوف نعرضها فيما بعد .

ويمكن القول بصفة عامة أن خصائص الأعداد التى لها أهمية كبيرة فى القياس بصفة عامة هى ثلاثة خصائص : الذاتية ، والترتيـــب ، والاضافة . وتشمل خاصة الذاتية علاقة التساوى ويتضمن ذلك أن كل عدد يتميز عن الأعداد الأخرى فهو فريد فى ذاته . أما الاضافة فيقصد بهـا عملية الجمع . ويتضمن مفهوم الجمع جميع العمليات الأربع الأساسيـة كما بينا فى الفصل الأول لأن الطرح والضرب والقسمة ليست جميعـا الا حالات خاصة من الجمع . فاذا أمكن تطبيق الجمع على الأعداد العقليـة فان العمليات الثلاث الأخرى يمكن تطبيقها أيضا على نفس الأعـداد. فالطرح هو جمع عددين أحدهما عدد سالب .والضرب عملية جمع تتابعـى لنفس العدد . والقسمة ــ على عكس ذلك ــ هى عملية طرح تتابعـى ، والتى هى تبعا لما قلناه عن الطرح هى عملية جمع تتابعى لأعداد بعضها سالب . ويعنى ذلك أن خاصية الاضافة تشمل جميع العمليات العدديـة الأساسية .

أما خاصية الترتيب فتشير فى جوهرها الى علاقة " أكبر مـن " و " أصغر من " وأكثر وأقل وهكذا . والواقع أن خاصيتى الترتيـب والاضافة لابد من توافرهما معا أو توافر احداهما على الأقل فـى الظواهر التى نقيسها والا فان استخدام الأعداد لن يكون مفيـدا الا بقدر ضئيل . انه حينئذ لايتجاوز مستوى الاشارة الى الأشخاص أو الأشياء دون الدلالة على مقدار أو كم .

ولاتحتاج الظواهر أن تتوافر فيها جميع خصائص العدد ، ومنهـا الاضافة ، حتى يمكن الوصول الى مقاييس مفيدة . ففى كثير من الأحيـان تكفى خاصية الترتيب،بل أن هناك نوع من المقاييس لاتتوافر فيه جميع هذه الخصائص ويسمى المقاييس الاسمية ماعدا خاصة الذاتية حيـث

تستخدم الأعداد كعناوين تدل على أفراد أو فئات . الا أنه فى جميع الحالات التى لاتتوافرفيها خاصية الاضافة فان الأعداد التى نستخدمها تكون محدودة المعنى ولايمكن تطبيق جميع العمليات الحسابية والعددية عليها . وكما سنرى فان المقاييس ـ وخاصة تلك التى نستخدمها فى العلوم الانسانية ـ تتوافر فيها درجات مختلفة من الدقة تبعا لمدى صلاحيتها لاستخدام جميع هذه العمليات العددية أو بعضها . وادراكنا لهذه الحقيقة يجعلنا لانحمل المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية بأنواعها ومستوياتها المختلفة أكثر مما تطيق . ونعرض فيما يلى مستويات القياس كما اقترحها ستيفنس وطورها كومبس .

(١) المقاييس الاسمية :

تستخدم المقاييس الاسمية nominal حين تستخدم الأعداد لتشير الى الأشخاص أو الأشياء أو الى فئات تنتمى اليها هذه الأشياء أو هؤلاء الأشخاص كأفراد . ولايتضمن استخدام الأعداد فى هذه الحالة أى معنى كمى . وسواء استخدمت الأعداد للاشارة الى الحالات الفردية أو الى فئاتها فانها تدل على " عناوين " لها وتحل محل " أسمائها " الأصلية .

وحين نستخدم الأعداد فى هذا النوع من المقاييس كعناوين عددية تحل محل الأسماء الحقيقية للأشياء والأشخاص ، فانها تدل فقط على الاختلافات بين الحالات الفردية وليس على الترتيب أو التدرج . ومن أمثلة هذا الاستخدام للأعداد مايقوم به الأخصائى الجيولوجى حين يختار عددا من عينات الصخور ويعطيها الأرقام أ ، ٢ ، ٣ ، الخ . ومن هذه الاستخدامات أيضا تلك الأرقام التى تخصص لكل لاعب من فريق كرة القدم ، أو أرقام جلوس التلاميذ فى الامتحانات ، وكذلك أرقام التليفونات والسيارات والمنازل والمسجونين . ان الأعداد فى جميع هذه الحالات لاتدل على "مقدار" من صفة أو خاصية كما ورد فى التعريف الأساسى للقياس ، وانما تدل فقط على الاختلافات بين الحالات الفردية .

وفى جميع الحالات تستخدم الأعداد كعناوين تشير الى تسمية الحالات الفردية .

ويرتبط بمعنى الأعداد كعناوين استخدامها أيضا للاشارة الى مجموعات أو فئات من الأشخاص أو الأشياء . فقد نصنف مجموعة من الأشخاص الى ذكور واناث ، وقد يستخدم فى التصنيف هاتان الكلمتان أو بدائلهما مثل الحرفين (ذ) للذكور و (ث) للاناث أو (أ) للذكور و (ب) للاناث أو أى " عنوان " آخر نجده ملائما يحل محل الفئة الأصلية . ولايوجد بالطبع مايمنع من اعطاء هاتين الفئتين رموزا عددية كأن نستخدم العدد (١) ليدل على الاناث والعدد (٢) ليدل على الذكور أو العكس . ويمكن أن نستخدم الأعداد فى أى تصنيف آخر للأسوياء والمضطربين أو حسب المهن أو الديانة أو الحالة الاجتماعية ... الخ .

والفرق الوحيد بين استخدام الأعداد فى التسمية واستخدامها فى التصنيف هى أننا فى حالة التصنيف يتم تجميع أكثر من وحدة بعضها مع بعض فى ضوء خاصية مشتركة أو أكثر مع اتخاذ قرارات حول الخصائص المشتركة داخل الفئات والخصائص المختلفة بينها . ولذلك فان الوحدات التى تعطى نفس الرمز العددى لابد أن تتشابه فيما هو مشترك فيها . وحتى يكون التصنيف مفيدا لابد أن تكون الفئات متجانسة قدر الامكان اذا قورنت بالفروق بين هذه الفئات بعضها وبعض ، بالاضافة الى تجانسها بالنسبة لمتغيرات أخرى . وكما هو الحال بالنسبة لاستخدام الأعداد فى التسمية فان الأعداد التى تستخدم لتدل على فئات فى نظام معين للتصنيف ليس لها أى مضمون كمى ، كما لايتضمن هذا الاستخدام بحال من الأحوال أى مطلب من التحليل الرياضى . وفى كلتا الحالتين فان العملية الحسابية التى يمكن تطبيقها على المقاييس الاسمية هى عملية العد أو التعداد للحالات سواء كأفراد أو داخل الفئات ، أما الأعداد المستخدمة ذاتها فلا يمكن أن تطبق عليها عمليات الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة أو غيرها من العمليات الرياضية. أى أن الأعداد كما قلنا ليست الا عناوين على أفراد أو

فئات ولاتتجاوز وظيفتها حدود التسمية سواء للفرد أو الفئة، ولايبرر استخدام الأعداد فى هذه الحالة أى تطبيق للعمليات الحسابية عليها ، فمن العبث مثلا جمع أرقام جلوس الطلاب، أوأرقام لوحات السيارات.

وعلى الرغم من ذلك فان التصنيف عملية جوهرية لأى علم من العلوم. ولعلنا هنا نشير الى أن جميع المستويات الأخرى من القياس، مهما بلغت درجة دقتها ، تتضمن عملية التصنيف على نحو أو آخر. ولعل هذا يبرر لنا اعتبار هذه العملية المستوى الأدنى للقياس بمعناه الواسع . ويتطلب ذلك توافر شرطين فى الفئات : أولهما الشمول حيث تشمل الفئة جميع الحالات الفردية المحتملة ، وثانيهما عدم التداخل (أو يسمى فى المنطق بالتخارج المتبادل mutually exclusive) حيث لايجوز لحالة ما أن تضمها فئتان فى نفس النظام التصنيفى .

والافتراض الرئيسى الذى تقوم عليه المقاييس الاسمية هو افتراض التكافؤ ، ويقصد به أن الحالات الفردية فى نفس الفئة لايمكن أن تختلف فى خاصية التصنيف ، وأن الحالات الفردية فى الفئات المختلفة لايمكن أن تتشابه فى هذه الخاصية أيضا . ويرى كومبس أن هذا النوع من المقاييس تحكمه علاقة التساوى ، وهذا يعنى أن أى زوج من الأشياء يجب أن ينتمى بوضوح الى نفس الفئة أو لاينتمى اليها. وعادة مايحكم علاقة التساوى هذه مبدأ التناظر بمعنى أنه اذا كانت أ = ب ، ∴ ب = أ . ومبدأ التعدى بمعنى أنه اذا كانت أ = ب ، ب = جـ ∴ أ = جـ . واذا وضعنا المبدأين معا فان ذلك يعنى ببساطة أنه لو كان أ يوجد فى نفس الفئة التى بها ب ، فان ب يكون بالطبع فى نفس الفئة التى فيها أ ، واذا كان أ ، ب فى نفس الفئة ، وكان ب ، جـ فى نفس الفئة أيضا فلابد أن يكون أ ، جـ فى نفس الفئة كذلك . وبالطبع تلعب العوامل الثقافية دورا هاما فى تحديد مثل هذه الفئات الاسمية وابتكار فئات جديدة . وفى جميع الحالات فان المقاييس الاسمية هى أعداد بدون كم .

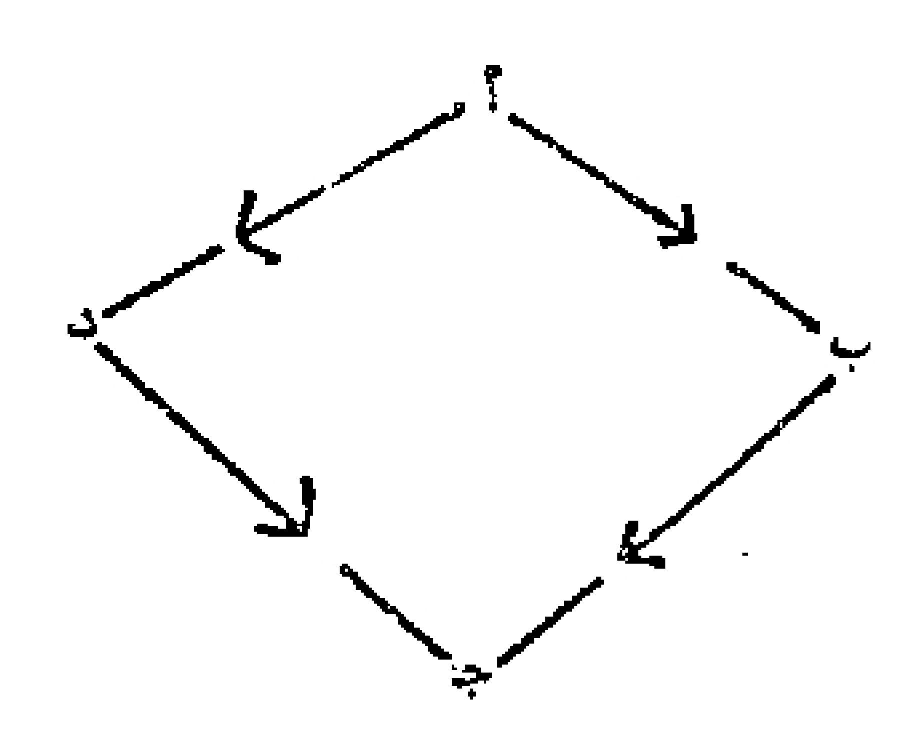
(٢) مقاييس الترتيب الجزئى :

يرى كومبس أنه فى الفئة الواحدة من فئات المقاييس الاسمية قد نجد ماهو أكثر من مجرد أن الوحدات التى تتألف منها الفئة متساوية فيما بينها ومختلفة عن الوحدات التى تتألف منها فئة أخرى . فقد توجد بعض العلاقات بين بعض وحدات الفئات المختلفة ،ومن هذه العلاقات أن وحدات احدى الفئات قد تكون أكبر (أو أصغر) من وحدات فئة أخرى . فاذا كان لدينا عدد من الفئات المتكافئة وكانت هذه العلاقات موجودة بين كل فئتين منهما فاننا نحصل على مقياس الترتيب الجزئى parially ordinal .

ولكى نوضح ذلك لنفرض أننا نريد قياس مايسمى المستوى الاقتصادى - الاجتماعى ، ولنفرض أيضا على سبيل التبسيط أن هذه الخاصية تتألف من مكونين هما مستوى الدخل والمستوى التعليمى ، فاننا فى هذه الحالة اذا وجدنا أن الفرد (أ) أعلى دخلا من الفرد (ب) ، وأنه فى نفس الوقت أرقى منه فى المستوى التعليمى يمكننا أن نقول أن (أ > ب) فى المستوى الاقتصادى والاجتماعى ، وكذلك اذا كان (ب) أعلى فى مكونى الخاصية من فرد ثالث هو (جـ) فان (ب) لايصبح وحده فقط أعلى من (جـ) فى المستوى الاقتصادى - الاجتماعى ولكن (أ) يصبح أيضا أعلى من (جـ) فيه أى (أ > جـ) . ومن هذا يتضح أن العلاقة هنا متعدية مثل النوع الأول من المقاييس ولكنها ليست منتظمة لأننا فى المثال السابق نقول أنه اذا كان (أ) أكبر من (ب) فان (ب)لايكون أكبر من (أ) .

لنفرض أيضا أن لدينا شخصا رابعا هو (د) مستواه فى مكونى الخاصية أقل من (أ) وأعلى من (جـ) . اننا فى هذه الحالة نستطيع القول أن (أ > د > جـ) . ولكن لنفرض فى نفس الوقت أن بالرغم من أن (د) أعلى دخلا من (ب) الا أنه أقل منه تعليما. اننا فى هذه الحالة نواجه مشكلة حقيقية لأننا لانستطيع أن نحدد مباشرة ماذا كان (ب > د) أو (د > ب) بالنسبة للمستوى الاقتصادى والاجتماعى .

وهكذا لايمكن المقارنة بين (ب) ، (ج) . ويتخذ مقياس المستوى الاقتصادى والاجتماعى للأفراد الأربعة (أ ، ب ، جـ ، د) صورة الترتيب الجزئى كما يوضحه الشكل رقم (٤) .



شكل (٤) المستوى الاقتصادى الاجتماعى كمقياس للترتيب الجزئى

وفى هذا الشكل يدل الشخص الأعلى على أن له مكانة أكبر من الشخص الأدنى، كما يدل على الشخصين ب ، د اللذين لايوجد بينهما اتصال ، لايمكن المقارنة بينهما أيضا

ولحل مثل هذه المشكلة يلجأ الباحثون الى أحد بديلين :أولهما التخلى من فكرة وجود مستوى اقتصادى اجتماعى عام ، واللجوء الى تناوله فى صورة مكونات أو أبعاد منفصلة ، وقياس كل مكون على حدة فى أى مستوى من المستويات التالية (الرتبة أو المسافة كما سنبين فيما بعد) . وبالطبع يؤدى ذلك بنا الى الحصول على عدة مقاييس للخاصية الواحدة ، ومع ذلك يبقى السؤال البحثى الهام وهو : الى أى حد ترتبط هذه الأبعاد أو المكونات المختلفة بعضها ببعض .وبالطبع اذا وجدت علاقة كاملة بين جميع الأبعاد يصبح (أ) أعلى من (ب) فى جميع الأبعاد اذا كان أعلى منه فى بعد واحد فقط . الا أن هذا الحل

السعيد يندر – ان لم يستحل – الوصول اليه فى الممارسة البحثية الواقعية .

أما البديل الثانى لحل هذه المشكلة فيكون اللجوء الى الوزن النسبى لأبعاد الخاصية ، والوصول بعد ذلك الى التكافؤ بينها .ومن ذلك مثلا اذا افترضنا أن أى سنة اضافية فى تعليم المرء تكافىء زيادة فى دخله السنوى مقدارها ١٢ جنيها ، فيمكننا فى هذه الحالة ترجمة "الوحدات التعليمية " الى " وحدات دخل " وبذلك نصل الى مقياس أحادى البعد . الا أن هذا الحل السعيد يصعب الوصول اليه أيضا . فكيف نحول مثلا " المنطقة السكنية " التى يقطن فيها الانسان والتى تعد أحيانا من مكونات المستوى الاقتصادى الاجتماعى الى"وحدات دخل " مثلا ؟! ومع ذلك فلو نجحنا فى استخدام القيم الموزونة فان المقياس ينتقل فى هذه الحالة الى مستوى أعلى ، أما اذا لم ننجح فيظل الشك يلاحقنا فى جدوى " ترتيب " الأفراد فى مقياسنا المستخدم.

(٣) مقاييس الرتبة :

المستوى التالى من مستويات القياس هو مايسميه ستيفنس مقاييس الرتبة ordinal . فكثيرا مايحدث أن الباحث يستطيع ترتيب وحداته أو فئاته حسبما يتوافر فيها من " مقدار " من الصفة أو الخاصية ، ومع ذلك لايزال لايستطيع أن يحدد بدقة هذا " المقدار " . وحينئذ يلجأ الى تنظيم هذه الوحدات أو الفئات فى سلسلة تمتد بين الأدنى والأعلى فى الخاصية التى يقيسها. ومايفعله الباحث فى هذه الحالة أنه يتخيل متصلا يمكن أن يرتب عليه الأفراد. وبالطبع يمكن ترتيب الأفراد بدقة بحيث لايحتل شخصان نفس الموضع أو المكان فى المتصل . الا أن ذلك قد لايتحقق فى معظم الحالات حيث يصعب التمييز بين بعض الأفراد الى الحد الذى يؤدى الى وضعهم فى فئة واحدة من فئات الترتيب. وحينئذ يكون لدى الباحث الحق فى القول بأن جميع هؤلاء الأفراد أعلى من أفراد آخرين فى الخاصية المقيسة وحينئذ يظهر التمايز أو التفاضل بين الأفراد وبين الفئات .

ولكى نوضح ذلك نضرب المثال الآتى : نفرض أن مجموعة من الملاحظين قاموا بملاحظة سوء سلوك الأطفال أثناء اللعب . ان مهمتهم قد لاتتجاوز محض تصنيف السلوك الى فئات لكل منها عدد يدل عليها مثل (١) للسلوك العدوانى الصريح ، و (٢) للسلوك الخطر ، و (٣) لسلوك البكاء والشكوى ، وهكذا . وفى هذا يكون من الواضح أن المقياس من النوع الاسمى . ولكن اذا قام هؤلاء الملاحظون بترتيب الأطفال تبعا لشدة أو ضعف السلوك فى احدى الفئات الخاصة ، ولتكن فئة السلوك العدوانى الصريح ، ان المقياس يتحول حينئذ الى مقياس من النوع الرتبى .

وفى مقياس الرتبة لانستطيع أن نحدد بدقة مدى الفرق بين أى رتبتين . فكل مايزودنا هذا المقياس من معلومات أن (أ > ب) مثلا دون معرفة سعة هذا الفرق ، كما لايمكننا أن نستنتج من مقياس الرتبة أن الفرق بين أ ، ب أكبر أو أصغر من الفرق بين ج ، د (وقد حلت هذه المشكلة فى النوع التالى من المقاييس الذى يسمى مقاييس الرتبة المترية) . ولهذا فإننا فى هذا النوع من المقاييس لايمكن أن نجمع أو نطرح هذه المسافات الا فى حدود ضيقة طورتها الأساليب الاحصائية الحديثة (التى تسمى الأساليب اللابارامترية) . تأمل الشكل رقم (٥) .

الأعلى — أ — ب — ج — د — الأدنى

الشكل رقم (٥) مقياس رتبة لأربعة أفراد

اننا فى هذا الشكل نستطيع أن نستنتج فقط العلاقة بين المسافات كما يلى :

$$\overline{\text{أ د}} = \overline{\text{أ ب}} + \overline{\text{ب ج}} + \overline{\text{ج د}}$$

ولكننا لانستطيع مثلا أن نقارن المسافتين $\overline{\text{أ ب}}$ ، $\overline{\text{ج د}}$. وبعبارة أخرى

فاننا حين نترجم العلاقات الرتبية فى صيغ رياضية فاننا لانستخدم العمليات الحسابية العادية من جمع وطرح وضرب وقسمة . وكل مانستطيع استخدامه هى عمليات من نوع (أكبر من) أو (أصغر من) اذا كانت لها فائدتها وفعاليتها .

وهكذا فان المقاييس الرتبية شأنها شأن المقاييس الاسمية تعد من الصور البدائية للقياس والفرق بين نوعى القياس أن المقاييس الاسمية تعبر عن عدد بدون كم أما مقاييس الرتبة فهى كم بدون عدد . ولهذا فان مقاييس الرتبة شأنها شأن المقاييس الاسمية أيضا لايمكن أن تستخدم معها العمليات الحسابية المعروفة كما بينا .

وتمثل الرتب (كالأول والثانى والأخير ، وكالأعلى والأدنى ، والأثقل والمتوسط الثقل والأخف ، الخ) نوعا من الكم كما بينا ، الا أنها لاتدل على أعداد . ومع ذلك فهذا الكم لايدل على أى نحو على المقدار الحقيقى من الخاصية . وباختصار فانه حين يوضع شخصان مثلا فى فئتين منفصلتين من مقياس للرتبة ، فلابد أن يكون أحدهما فى منزلة أعلى أو أدنى من الآخر ، ولايمكن أن يكونا متساويين ، فاذا كان أ ≠ ب ∴ فانه إما أن أ > ب أو أ < ب . وهذه الخاصية تسمى الترابط ، فاذا كان أ > ب فانه لايمكن أن يكون ب > أ ، وهذه الخاصية تسمى عدم التناظر وفيها تختلف مقاييس الرتبة عن المقاييس الاسمية .بالاضافة إلى ذلك اذا كان (أ) فيه مقدار من الخاصية أكبر من (ب) ،و (ب) فيه مقدار من الخاصية أكبر من (ج) فلابد أن يكون (أ) أكبر من (ج)، وهذه هى خاصية التعدى ، وفيها تشترك مقاييس الرتبة مع المقاييس الاسمية .

وقد أشرنا الى أن مقياس الترتيب الجزئى يمكن أن يتحول الى مقياس رتبة كامل اذا أمكن مساواة عناصر الخاصية بعضها ببعض . وفى هذه الحالة نحصل على أساس إجرائى بسيط للمقارنة بين أى شخصين أو تصنيفهم فى فئات متساوية . ويصبح المقياس فى هذه الحالة مقياسا للرتبة مادامت عناصر السمة تخضع للتحويل البسيط بحيث يحل أحد

العناصر أو المكونات أو الأبعاد محل آخر على أساس قاعدة أو مبدأ مفهوم (ومنه مبدأ الوزن النسبى الذى أشرنا اليه) .

(٤) مقياس الرتبة المترى :

من الملاحظ على أنواع المقاييس الثلاثة السابقة أن عناصر المقياس هى فئات من الأشخاص أو الأشياء ، وأن العلاقات بينها هى علاقات التساوى أو " أكبر من " ، ولايتضمن مفهوم المسافات بين الفئات . ومعنى ذلك أننا قد نلاحظ أن (أ) أكبر من (ب) وأن (ب) أكبر من (ج) الا أننا لانستطيع أن نحدد ما اذا كانت المسافة بين(أ) و (ب) أكبر أو أقل من المسافة بين (ب) و (ج) . ولهذا يرى كومبس أن المقاييس السابقة جميعا تفتقد خاصية هامة فى القياس عامة وهى تحديد المسافات بين فئات الأشياء أو الأشخاص .

الا أنه بالنسبة لجميع المقاييس السابقة لو أمكننا تحديد المسافات بين الوحدات أو الفئات فاننا نحصل على مستوى أعلى من القياس ، فمثلا اذا كانت العلاقة (أكبر من) تصدق على بعض المسافات بين الأشياء المتجاورة فى مقياس رتبة ، فان هذا المقياس يصبح مقياس رتبة مرتبا جزئيا كما بينا ، أما اذا كانت هذه العلاقة تصدق على جميع المسافات يصبح المقياس مرتبا ترتيبا كاملا ويطلق كومبس على المقياس فى هذه الحالة اسم مقياس الرتبة المترى ordered metric ، ويقصد به المقياس الذى يمكن أن نجد فيه العلاقات بين المسافات $\overline{أب} > \overline{بج} > \overline{جد}$ وليس محض العلاقات بين الأفراد من نوع أ > ب > ج > د .

ولنوضح ذلك ببعض الأمثلة : لنفرض أن الباحث استخدم الطريقة الشائعة فى العلوم الاجتماعية فى تقدير الأفراد أو الفئات وترتيبهم وهى طريقة مقياس التقدير،ولنفرض أيضا أن أحد المحكمين قام بتقدير مجموعة الأفراد فى خاصية " السلطة " كما تتمثل فى سلوك "الرئاسة "

فانه يستطيع ذلك بسهولة فى ضوء العلاقة " أكبر من " التى أشرنا اليها فى حديثنا عن مقياس الرتبة المعتاد ، ويعطينا تقديرات من نوع أ> ب > ج > د ، بصرف النظر عن الطريقة التى استخدمها فى التقدير والمقارنة بين هؤلاء الأفراد فيما عدا ادراكه أن(أ) يرأس (ب) وأن (ب) يرأس (ج) وهكذا.ولكن لنفرض أيضا أن هذا الباحث طلب من محكميه استخدام الطريقة الشائعة فى التقدير وهى المقارنات الثنائية paired comparison وفيها يقارن المحكم بين كل زوج من الوحدات (الأفراد مثلا) والتى تتألف منها المجموعة ، اننا فى هذه الحالة قد نحصل منه على أحكام مثل :

أ> ب ، ب > ج ولكنه قد يعطينا أيضا حكما مثل ج > أ

وبهذا لاتتوافر فى القياس خاصية التعدى التى أشرنا اليها واللازمة لمقياس الرتبة المعتاد . وحينئذ يواجه الباحث بأحد خيارين : أولهما أن هذا المحكم استخدم نوعا من مقياس الرتبة الجزئى ، وثانيهما أن هذا الحكم وقع فى الخطأ أو عدم الاتساق. وحينئذ يكون عليه اما أن نفترض أن مقياسه من مستوى عال ويجازف بالوقوع فى مزلق خطأ القياس أو يؤثر السلامة ويهبط بمقياسه الى مستوى أدنى من مستويات القياس .

الا أن خاصية السلطة التى أشرنا اليها والتى تتمثل فى سلوك الرئاسة يمكن تناولها على نحو آخر فى صورة تراكمية ، فالأفراد فى هذه الحالة يمكن ترتيبهم من الأعلى الى الأدنى فى السلطة فى ضوء مقدار النفوذ الذى يمارسونه فى الأفراد الأدنى منهم وعدد هؤلاء الأفراد . وحينئذ يصبح الشخص الذى يمارس نفوذه على الجميع هو الأعلى فى السلطة يليه من هو أقل منه قليلا وهكذا . ان المقياس فى هذه الحالة يصبح أشبه باختبار فى المسائل الحسابية مرتبة من الأسهل الى الأكثر صعوبة . اننا حينئذ نستطيع أن نستنتج أن المفحوص الذى يستطيع أن يحل المسألة الأكثر صعوبة يمكنه فى نفس الوقت أن يحل

المسائل الأخرى الأقل منها فى الصعوبة . وهذه المقاييس التراكمية تعتمد على مايسمى طريقة جتمان Guttman فى بناء المقاييس ومنها مقياس المسافة الاجتماعية الشهير لبوجاردوس الذى يرتب الأفراد حسب درجة العلاقة الحميمة التى يرغب الشخص فى تكوينها مع الآخرين . ففى هذا المقياس نستنتج أن الشخص الذى يعبر عن اتجاهه نحو شعب معين بأنه يمكنه الزواج منهم يتضمن ذلك بالطبع أنه يمكنه أيضا العيش معهم فى نفس الشارع . وإذا كان يقبلهم جيرانا له فان ذلك يعنى بالضرورة أنه يمكنه أن يكون أحدهم جاره فى مقعد الدراسة (إن كان تلميذا) أو فى سيارة النقل العام . ولعل هذه هى الفكرة ذاتها فى مفهومى العمر القاعدى وسقف الاختبار فى اختبار ستانفورد بينيه الشهير للذكاء . فاذا كان العمر القاعدى يعنى العمر الذى يستطيع المفحوص أن يجيب على جميع أسئلته اجابة صحيحة ، فان ذلك يتضمن بالضرورة استطاعة المفحوص الاجابة على جميع أسئلة الأعمار الأدنى فيه ، ولهذا السبب يتوقف الفاحص عن اعطاء أسئلة هذه الأعمار الدنيا مادامت الأسئلة مرتبة فى صعوبتها حسب المستويات العمرية . وبالمثل فان سقف الاختبار الذى عنده يفشل المفحوص فى الاجابة عن جميع أسئلته ، وعنده يتوقف الفاحص عن اعطاء أسئلة الأعمار التالية متضمنا ذلك بالضرورة عجزه عن الاجابة على الأسئلة الأصعب فى هذه الأعمار .

ويمكن تحويل مقاييس الرتبة البسيطة الى مقياس رتبة مترى أى مقياس يستخدم لغة العدد والكم معا. فاذا توافرت لدينا مثلا معلومات تحدد لنا الفروق فى مقدار السلطة الذى يمارسه الشخص مقارنا بشخص آخر يمكن أن يتم هذا التحويل . ولكى نوضح ذلك نعطى مثالا من الميدان التربوى . لنفرض أن لدينا ثلاثة مستويات للسلطة التربوية تتمثل فى الموجه الفنى والمدرس الأول والمدرس العادى . لنفترض أن الموجه الفنى يرأس اثنين من المدرسين الأوائل ، وأن كلا من هذين المدرسين يرأس ١٠ مدرسين عاديين ، فكيف نقيس سلطة كل من هؤلاء. اننا نستنتج من هذه الحالة أن سلطة الموجه تزيد على سلطة المدرس الأول بمقدار (٢ مدرس أول + ٢٠ مدرسا عاديا = ٢٢ شخصا) بينما سلطة

المدرس الأول لاتتجاوز ١٠ أشخاص هم مجموع المدرسين العاديين تحت اشرافه . فاذا انتقلنا فى سلم السلطة من الموجه العادى الى الموجه الأول الذى يرأس ٣ موجهين عاديين يرأس كل منهم بالطبع ٢ من المدرسين الأوائل اللذين يرأس كل منهما أيضا ١٠ مدرسين عاديين ، فان سلطة الموجه الأول فى هذه الحالة يصبح مقدارها (٣ موجهين عاديين + ٦ مدرسين أوائل + ٦٠ مدرسا عاديا= ٦٩ شخصا) وهكذا بالنسبة لكل مستوى من مستويات الرئاسة التربوية . ومن هذا المثال يتضح أنه اذا كان نفوذ المدرس الأول لايتجاوز ١٠ أشخاص ، فان نفوذ الموجه العادى يمتد الى ٢٢ شخصا ، بينما يتجاوز نفوذ الموجه الأول هؤلاء جميعا الى ٦٩ شخصا . ويمكن أن تتحول هذه القيم العددية الى مقياس مترى وكأنها درجة فى اختبار ، الا أن المقياس لايزال من نوع الرتبة ، فالمسافات لاتزال غير متساوية على الرغم من استخدام لغة العدد .

واذا استطاع الباحث أن يحول قيم المقياس الرتبى الى قيم موزونة يصبح المقياس فى هذه الحالة أيضا من النوع الذى نتناوله ، أى مقياس الرتبة المترى . ولعل أشهر الأمثلة على ذلك طريقة حساب العمر العقلى فى اختبار ستانفرد-بينيه كما اقترحها ترمان منذ عام ١٩١٦ . وفى هذا الاختبار يحول كل سؤال يجيب عليه المفحوص فى كل عمر أعلى من العمر القاعدى وأدنى من سقف الاختبار الى قيمة موزونة بالشهر . وقد أعدت الأوزان بحيث أن كل سؤال للأعمار من ٢ـ ٥ سنوات قيمته الوزنية شهر واحد ، بينما تكون هذه القيمة للسؤال فى الأعمار من ٥ سنوات الى مستوى الراشد المتوسط شهران ،ولمستويات الرشد المتفوق الثلاثة ٤ ، ٥ ، ٦ شهور على التوالى .

وبهذه الطريقة يمكن التغلب على تلك الصعوبة الشائعة فى المقاييس المنشأة على طريقة جتمان حين نلاحظ خلال الممارسة اختلافات واضحة فى استجابات المفحوصين لاتتفق مع الطبيعة " التراكمية " لهذه المقاييس .فعلى الرغم من أن اختبار ستانفرد ـ بينيه يتسم بهذه الخاصية

ن افتراض ترتيب أسئلته حسب الصعوبة مع التقدم فى العمر، الا أنه رحظ أن استجابات المفحوصين لاتتفق اتفاقا كاملا مع هذا النموذج · فقد يجيب بعض المفحوصين اجابة صحيحة على بعض الأسئلة من المستويات الصعبة بينما يفشلون فى نفس الوقت فى الاجابة على بعض الأسئلة الأ ر سهولة وبالمثل فى مقياس المسافة الاجتماعية لبوجاردوس قد يجيب المفحوص بأنه قد يقبل الأفراد من شعب معين كجيران له بينما يرفض أن يتزوج منهم · لقد كان التفسير القديم لمثل هذا النمط من الاختلاف عن النموذج القياسى أنه يرجع الى الخطأ أو " عدم الاتساق " · وبالطبع فانه اذا كان مقدار هذا الخطأ أو "عدم الاتساق " كبيرا فاننا قد نشك فى المقياس · الا أننا لانستطيع أن نتجاهل حدوث مثل هذه الحالات فى مثل هذه المقاييس ، ولعل الطريقة الوزنية التى [illegible] اليها بناة الاختبارات العقلية تقدم بعض الحل لهذه المشكلة بحيث يتحول المقياس الى المستوى المترى والا بقى على حاله فى المستوى الرتبى المعتاد ·

(٥) مقاييس المسافة :

أشرنا الى أن مفهومى العدد والكم لايتوافران معا وفى وقت واحد فى المقاييس الاسمية ومقاييس الرتبة جميعا · فالمقاييس الاسمية كما ذكرنا هى أعداد بلا كميات ، بينما مقاييس الرتبة هى كميات بلا أعداد · أما اذا توافر فى المقياس الخاصيتان معا نكون قد انتقلنا الى مستوى جديد هو مايشار اليه عادة بكلمة " قياس " بمعناها الضيق ·

وقد أشرنا الى بعض التحول الى القياس بهذا المعنى عند الاشارة الى مستوى مقياس الرتبة المترى فى القسم السابق · حيث لم يعد المقياس محض ترتيب للأفراد من حيث درجة توافر خاصية معينة فيهم (مفهوم الكم) وانما أضيف الى ذلك تحديد المسافة بينهم فى صورة عدد · فاذا استطعنا أن نحصل على مسافات متساوية يكون

انتقالنا مباشرة الى مستوى مقاييس المسافة interval . ومعنى ذلك أن مقياس المسافة يسمح بتحديد مدى بعد شيئين أو شخصين بعضهما عن بعض فى الخاصية موضوع القياس ، وأن تكون هذه المسافات متساوية . ويحتاج ذلك الى وضع قواعد معينة يتم الاتفاق عليها لاستخدام الأعداد فى تحديد كم الصفة أوالخاصية فى الشىء أو الشخص . ومن أمثلة ذلك أننا يمكننا أن نحصل على مقياس مسافة للأطوال فى جماعة الأطفال اذا لجأنا ـ بدلا من قياس الطول مباشرة ـ الى اختيار أقصر طفل فى المجموعة واعتباره نقطة بداية التدريج فى المقياس ، واختيار مسافة اعتباطية من نوع ما (وليكن الشبر أو قطعة معيارية من الخشب) لتقدير الفروق بين الأفراد . ان أقصر طفل فى هذه الحالة (أو بداية التدريج) يعد صفرا اعتباطيا للمقياس ، كما أن الشبر أو قطعة الخشب تعد فى هذه الحالة مسافة معيارية ثابتة . وتحسب المسافة بين كل فرد وآخر بعدد المسافات الاعتباطية المختارة . وفى هذه الحالة يعطى لأقصر الأطفال (أ) الدرجة صفر ، فاذا كان الطفل أطول منه بشبر واحد حصل على الدرجة (١) ، أما الطفل (ب) فيحصل على الدرجة (٢) اذا كان أعلى من الصفر الاعتباطى بشبرين وهكذا .

والاجراء الأقرب الى الشيوع فى أغلب المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية أن تحدد المسافات فى ضوء بعد كل فرد عن المتوسط الحسابى للدرجات فى المقياس بمسافات معيارية تتحدد احصائيا بالانحراف المعيارى . لنفرض أن المتوسط الحسابى (وسوف نشرح طريقة حسابه فيما بعد) فى أحد المقاييس النفسية (اختبار للذكاء مثلا) هو ٥٠ والانحراف المعيارى (وسوف نشرح طريقة حسابه [illegible]) هو ٦٠ . فاننا فى هذه الحالة نستطيع أن نعطى مسافة + ١ [illegible] الذى تزيد درجته عن هذا المتوسط بمقدار انحراف معيارى واحد (أى الذى يحصل على الدرجة [illegible]) ، وتعطى مسافة ـ ١ للطفل الذى تقل درجته عن هذا المتوسط بمقدار انحراف معيارى واحد أيضا (أى الذى يحصل على الدرجة ٤٤) . ويمكن أن تعطى المسافة (+ ٢) للطفل الذى

يحصل على الدرجة ٦٢ بينما تكون مسافة الطفل الحاصل على الدرجة ٥٣ مقدارها — ٥ر وهكذا . وهذه المسافات حول المستوط الحسابى يمكن حسابها دون حاجة الى معرفة بمدى بعد الأشخاص عن نقطة صفر حقيقية (عدم وجود الخاصية) .

والواقع أن أغلب المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية من هذا القبيل . فنحن نقارن درجات طالبين فى الاختبار ونجد مدى بعد كل منهما عن المتوسط (الصفر الاعتباطى) . الا أن أهم خصائص هذه المقاييس أنها ليس لها صفر مطلق . فقد يحصل التلميذ على درجة صفر فى أحد الاختبارات التحصيلية الا أن ذلك لايعنى أنه لايوجد لديه معلومات على الاطلاق حول موضوع الاختبار ، كما أن الطفل الذى أعطيناه صفرا فى الطول فى مثالنا السابق لايعنى أنه ليس له طول على الاطلاق، وانما الصفر فى هذه الأحوال هو صفر اعتباطى تم الاتفاق عليه مقدما حسب قواعد معينة ، وهو صفر أشبه بالدرجة صفر فى المقياس الفارنهايتى أو المئوى للحرارة والتى لاتعنى " عدم وجود حرارة على الاطلاق " ، وانما هى نقطة صفر اعتباطية قد تكون درجة الحرارة أعلى منها (بالموجب) أو أدنى منها (بالسالب). أضف الى ذلك أننا لانستطيع القول أن درجة الحرارة ٣٠° مئوية عند الظهيرة هى ضعف درجة الحرارة ١٥° مئوية فى منتصف الليل ، على الرغم من أننا نستطيع القول أن الفرق بين درجتى الحرارة يساوى الفرق بين الدرجتين ٤٠° ، ٢٥°. وبالمثل لانستطيع أن نقرر أن درجة الطالب فى الاختبار التحصيلى ومقدارها ٣٠ تساوى ضعف درجة طالب آخر مقدارها ١٥ ، على الرغم من الفرق بين الدرجتين يتساوى مع الفرق بين طالبين آخرين حصلا على الدرجتين ٤٠ ، ٢٥ فى نفس الاختبار .

ويمكن أن نستخدم مع مقاييس المسافة عمليات الجمع (والضرب بالطبع) والطرح ، الا أن عملية القسمة بالذات لايجوز استخدامها على الاطلاق . فلا نستطيع أن نقسم الدرجة التى حصل عليها التلميذ (أ) فى الاختبار على الدرجة التى حصل عليها التلميذ (ب) فى نفس

الاختبار وتقول أن الشخص (أ) ضعف (ب) فى القدرة أو أن (ب) نصف (أ) فى نفس هذه القدرة لأن القسمة تفترض مقدما وجود الصفر المطلق وتساوى وحدات القياس (وليس تساوى المسافات) . ولتوضيح ذلك نضرب المثال التالى :

نفرض أننا طبقنا اختبارا تحصيليا على شخصين ، فحصل الأول على الدرجة ٨٠ وحصل الثانى على الدرجة ٤٠ . ولنفرض أن الباحث الذى أعد الاختبار ضمنه بالصدفة ١٠ وحدات (أسئلة) أخرى يسهل على كل من هذين الشخصين الاجابة عليها اجابة صحيحة ، ففى هذه الحالة تصبح درجة الشخص الأول ٩٠ ودرجة الشخص الثانى ٥٠ . وعلى الرغم من أن الفرق ظل ثابتا بين الدرجتين (أى المسافة بينهما) ، أى ٤٠ فى الحالتين ، ولكن معامل الدرجتين لن يكون متساويا ، فبدلا من أن يكون ٢ (أى ٨٠ ÷ ٤٠) فى الحالة الأولى يصبح ١ر٨ (أى ٩٠ ÷ ٥٠) فى الحالة الثانية . وهكذا فاننا فى الاختبار الواحد لاتوجد لدينا طريقة لايجاد ما اذا كانت معلومات أحد الأشخاص ضعف معلومات شخص آخر أو نصفها أو ثلاثة أمثالها . ولكننا حين نفترض أن كل وحدة مؤشر للمعلومات يتساوى فى جودته مع أى وحدة أخرى ، فاننا لانخرق مبادىء الرياضيات أو المنطق حين نطرح درجة الشخص الأول من درجة الشخص الثانى ، أو حين نجمع هذه الدرجات ومعنى ذلك أن هذه المقاييس تتسم بخاصية الاضافية ، وهى خاصية مميزة لها بالاضافة الى جميع الخصائص الأخرى التى تتسم بها مقاييس الرتبة .

(٦) مقاييس النسبة :

تعد مقاييس النسبة ratio أعلى مستويات القياس .وتختلف هذه المقاييس عن مقاييس المسافة بوجود الصفر المطلق الذى تتحدد فى ضوئه سعة المسافات لتصبح وحدات معيارية من مقدار الخاصية موضع القياس ، ويصبح القياس بذلك هو معرفة عدد هذه الوحدات المعيارية من هذه الخاصية التى توجد فى الشىء أو الشخص . والصفر المطلق هنا ليس اعتباطيا أو اتفاقيا كما هو الحال فى مقاييس المسافة ، وانما يعبر عن " العدم " الكامل للخاصية التى تقاس .

ومن الواضح أن مقياس المسافة يعتمد فى جوهره على توافر وحدة قياس متساوية يتم الاتفاق عليها كمعيار عام وتقبل التكرار، ففى الطول مثلا قد تكون هذه الوحدة القدم أو المتر ووحداتهما الأصغر كالبوصة والسنتيمتر ، وقد تنقسم هذه الوحدات الى ماهو أصغر منها أيضا ومن ذلك انقسام المليليمتر الى الميلليميكرون ، وهو وحدة ميكروسكوبية تساوى جزءا واحدا من المليون من الميلليمتر، وتكرار هذه الوحدات المتساوية يضمن لنا الحصول على نفس النتائج . فمثلا عندما نقيس طول الحجرة نقوم بعد الأمتار أو السنتيمترات (وحدات القياس) التى توجد وتتكرر فى هذا الطول . ويصدق ذلك على مقاييس الوزن (بالجرام) والزمن (بالثانية) والدخل (بالجنيه). ومقياس كالفن للحرارة ، وتشترك هذه المقاييس مع مقاييس المسافة فى وجود خاصية الاضافية additivity والتى تتمثل فى أننا لو جمعنا فى مقياس الطول ٣ سنتيمترات + ٤ سنتيمترات فسان حاصل الجمع فى هذه الحالة يساوى ٥ سنتيمترات + ٢ سنتيمتر مهمـا كان موضع هذه السنتيمترات فى أداة القياس المستخدمة (المسطرة مثلا). وهذه الخاصية لاتتوافر فى المقاييس الاسمية أو مقاييس الرتبة .

ويشترط لتوافر هذه الخاصية فى مقياس المسافة امكانية جمع ٣ أسئلة فى الاختبار إلى ٤ أسئلة فى بداية المقياس ويكون حاصل الجمع مساويا لما نحصل عليه من اضافة ٥ أسئلة الى سؤالين فى نهاية المقياس المستخدم ، الا أن ذلك قد لايحدث كثيرا فقد تكون الأسئلة فى البداية أسهل كثيرا من تلك التى توجد فى النهاية، ومعنى ذلك أن الوحدات ليست متساوية فى هذا البعد الهام . وبالمثل فاننا لانستطيع أن نعتبر أن الفرق بين الأول والثانى (فى مقياس الرتبة) يساوى الفرق بين التاسع والعاشر ، كما أن من الظلم أن نكون فريقين من الأشخاص يتألف أولهما من الأول والسادس ونعتقد أنه يساوى فى الكفاءة فريقاً آخر يتكون من الثالث والرابع على الرغم من أن مجموع الرتب (إن صح ذلك حسابيا) فى الحالتين متساويا .

ومع توافر هذه الخاصية (أى تساوى الوحدات) فى مقاييس النسبة تصبح جميع العمليات الحسابية قابلة للاستخدام ، ويشمل ذلك

عملية القسمة . ومع ملاحية هذه العمليات يمكن استخدام الرياضيات العليا . وتتوافر فى مقاييس النسبة جميع خصائص مقاييس المسافة بالاضافة الى الصفر المطلق وتساوى الوحدات . ونحن نألف هذا النوع من المقاييس أكثر من غيره لأن جميع الأبعاد الفيزيائية المعروفة كالطول والوزن والحجم يمكن قياسها بهذه الطريقة . ولذلك نستطيع القول - ونحن على صواب كامل - أن الشخص الذى طوله ١٨٠ سم ضعف الطفل الذى طوله ٩٠ سم . والواقع أن تسمية هذا النوع من المقاييس باسم مقاييس النسبة جاءت من قابلية هذه المقاييس للقسمة والتعبير عن نتائج هذه العملية فى صورة نسبة .

وهذا النوع من المقاييس لايوجد الا قليلا فى العلوم الانسانية . ولاتتوافر المقاييس القليلة من هذا النوع الا حين نقيس الخصائص بوحدات فيزيائية كأن نقيس زمن الرجع أو التعلم بوحدات زمنية (كالثانية أو أجزاء الثانية) . ويشير بعض الباحثين (Blalock, 1987) الى أنه حتى لو استخدمنا هذه الوحدات الفيزيائية التى تنتمى الى مقاييس النسبة فى قياس الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية فقد لاتكون المعانى المصاحبة لهذا القياس من نوع مقاييس النسبة . فالفرق فى الدخل الشهرى البالغ عشرة جنيهات مثلا يعتمد على مقدار هذا الدخل ، ومغزى هذا الفرق بين دخلين شهريين مقداهما ٥٠ ، ٦٠ جنيها يختلف عن دخلين شهريين مقدارهما ٥٠٠ ، ٥١٠ جنيهات . الا أن طرح هذه المسألة على هذا النحو لايقلل من شأن استخدام مقاييس النسبة فى العلوم الانسانية . فقد نحتاج بالفعل الى قياس الظاهرة الاجتماعية (الدخل) بوحدات متساوية ، أما المغزى السيكولوجى المصاحب لذلك فيمكن قياسه بطرق أخرى (كمقياس الرتبة أو المسافة أو غيرهما) ومن ذلم مثلا ماقامت به آمال صادق (Sadek, 1980) فى دراستها للزمن حيث استخدمت فى قياس الزمن الموضوعى مقياس النسبة المعتاد ، بينما استخدمت فى قياس الزمن الذاتى تقدير المفحوصين له .

المقارنة بين أنواع المقاييس :

يمكن القول أن المقاييس فى العلوم الانسانية من أربعة مستويات أساسية هى : المستوى الاسمى ، والرتبى ، والمسافى ، والنسبى ، لكل منهما خصائصه البارزة وافتراضاته الأساسية .

ويوضح الجدول رقم (١) ذلك . ومن هذا الجدول يتضح ماياتى :

(١) أن المقاييس الأربعة مرتبة ترتيبا هرميا من الأدنى فى توافر الخصائص القياسية وهو المقياس الاسمى الى الأعلى وهو مقياس المسافة

(٢) ان المقاييس الأربعة تراكمية فى مدى توافر الافتراضات الأساسية فيها ومعنى ذلك أن المقياس من المستوى الأعلى يتضمن بالضرورة الافتراضات الأساسية لجميع المقاييس من المستوى الأدنى منه والعكس غير صحيح . فمقياس الرتبة يتضمن بالضرورة افتراضات المقياس الاسمى ، ومقياس المسافة يتضمن افتراضات المقياس الرتبى والاسمى ، وعلى ذلك فان مقياس النسبة يتضمن افتراضات جميع المقاييس الثلاثة الأدنى منه ، بالاضافة الى الافتراضات الخاصة بالمستوى الذى ينتمى اليه المقياس والتى تجعله متميزا عن غيره من المستويات .

(٣) إذا لم تتوافر فى مقياس معين الافتراضات اللازمة له فانه يصنف فى أحد المستويات الأدنى منه . فاذا لم يتضمن مقياس النسبة افتراض القابلية للتحويل الى نسبة (عن طريق القسمة) بسبب عدم توافر خاصيتى الوحدات المتساوية والصفر المطلق صنف المقياس ضمن مقاييس المسافة . فاذا لم يتوافر فيه افتراض الاضافية الذى يعتمد على خاصيتى المسافات المتساوية والصفر الاعتباطى اعتبر مقياس رتبة . فاذا لم تتوافر فى مقياس الرتبة خصائص اللاتناظر والترابطية اعتبر من نوع المقاييس الاسمية .

(٤) لكل مستوى من مستويات القياس عملياته الكمية الخاصة والتى ترتبط بأساليب احصائية تلائمها . وينطبق على الطرق الاحصائية فى تحليل البيانات التى توفرها المقاييس المختلفة ما أشرنا اليه فى النقاط الثلاث السابقة . وعلى ذلك يمكن القول أن الطرق الاحصائية الملائمة لبيانات المقاييس من المستويات الدنيا تصلح للاستخدام مع البيانات التى توفرها المقاييس من المستوى الأعلى ، أما العكس فغير صحيح . وعلى ذلك فان الطرق الاحصائية التى تستخدم مع البيانات الاسمية تصلح أيضا للبيانات الرتبية ومافوقها ، بينما لايصح استخدام الطرق الاحصائية اللازمة لتحليل البيانات المسافية فى تحليل البيانات الرتبية أو الاسمية . والأصح دائما بالطبع هو استخدام الطرق الاحصائية الملائمة لأعلى مستوى يمكن أن يصنف اليه المقياس . وهذا هو الأساس الذى تقوم عليه البنية الأساسية لهذا الكتاب فى تناول الطرق الاحصائية .

جدول (١) الافتراضات والخصائص الأساسية لأنواع المقاييس

نوع المقياس	العمليات الرياضية	الافتراضات الأساسية	الخصائص القياسية	وصف مختصر	أمثلة
المقياس الاسمى	العد	التكافؤ التعدى التناظر	عدد لايدل على كم أو مقدار (أعداد منفصلة)	وضع الأشخاص فى فئات	(١) نوع المهنة (٢) الجنس
مقياس الرتبة	الترتيب	التكافؤ التعدى اللاتناظر الترابطية	كم لايشار اليه بعدد (قيم منفصلة) -(الأول - الثانى - الأخير) -(ممتاز- جيدجدا- جيد - مقبول - ضعيف - ضعيف جدا) -(موافق جدا - موافق -لارأى لى - معارض - معارض جدا)	(أ) ترتيب الأشخاص فى ناحية معينة (ب) وضع الأشخاص فى أى مقياس متصل لاتتوافر فيه المسافات المتساوية	(١) المستوى الاقتصادى الاجتماعى (٢) تقدير المرشحين للعمل أثناء المقابلة (١) درجات التلاميذ فى اختبار تحصيلى غير مقنن (٢) تقدير الطلاب فى الامتحانات
مقياس المسافة	الجمع الضرب الطرح	التكافؤ اللاتناظر التعدى الترابطية الاضافية	عدد يدل على كم أو مقدار (قيم متصلة)	وضع الأشخاص فى مقياس متصل يتألف من مسافات متساوية وله صفر اعتباطى	(١) درجات المفحوصين فى الاختبارات النفسية أو التحصيلية المقننة (٢) مقياس فارنهايت أو سلسيوس (المئوى) للحرارة
مقياس النسبة	جميع العمليات الرياضية	التكافؤ اللاتناظر التعدى الترابطية الاضافية النسبة أو القسمة	عدد يدل على كم أو مقدار (قيم متصلة)	وضع الأشخاص فى مقياس متصل يتألف من وحدات متساوية وله صفر مطلق	(١) الوزن (٢) الطول (٣) الزمن (٤) مقياس كالفن للحرارة

الفصل الثالث

مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

قد يوحى التركيز على النواحى الكمية فى الفصلين السابقين أن مناهج البحث فى العلوم الانسانية لابد أن تعتمد على البيانات الكمية وحدها ، وأن البيانات الكيفية لم يعد لها موضع فى هذه الفئة من العلوم . الا أن هذا القول ليس صحيحا . فلاتزال للغة الكيف دورها البالغ الأهمية فى معظم العلوم الانسانية . وقد طور العلماء طرقا مختلفة لتحليل البيانات التى تتصف بهذه الخاصية . ولكى نوضح تنوع وخصوبة مجالات البحث فى العلوم الانسانية ، نخصص هذا الفصل لمناهج البحث الأساسية فى هذه المجالات . والواقع أن معظم المؤلفات المتخصصة فى مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية لاتقدم للقارئ تصنيفا واضح المعالم لهذه المناهج يجعل لها معنى ومغزى عند الاستخدام . ولهذا نعرض فى هذا الفصل تصنيفا لمناهج البحث هذه نرجو أن يحقق هذه الغاية ، ويمثل هذا التصنيف وجهة نظرنا الخاصة حول هذا الموضوع .

ويتلخص النظام التصنيفى الذى نقترحه فى الاعتماد على أربعة أسس يمكن الاعتماد عليها وهى :

(١) تصنيف مناهج البحث حسب بعد الزمن ويشمل ذلك المنهج التاريخى (دراسة الماضى) ، المنهج الامبريقى (دراسة الحاضر) ، المنهج التنبؤى (دراسة المستقبل) .

(٢) تصنيف مناهج البحث حسب حجم المبحوثين ويشمل ذلك منهج دراسة الحالة ، ومنهج العينة ، ومنهج الأصل الاحصائى العام .

(٣) تصنيف مناهج البحث حسب المتغيرات المستخدمة فيه ويشمل

ذلك المنهج البعدى ، والمنهج شبه التجريبى ، والمنهج التجريبى .

(٤) تصنيف مناهج البحث حسب الهدف منه ويشمل ذلك المنهج الوصفى ، المنهج المقارن ، المنهج الارتباطى ، المنهج التفسيرى .

وسوف نضيف فئة خاصة من المناهج التى لاتقبل التصنيف فى أى فئة من الفئات السابقة .

أولا : تصنيف مناهج البحث فى ضوء بعد الزمن

(١) المنهج التاريخى :

اذا كانت البيانات التى يتناولها البحث فى العلوم الانسانية والاجتماعية يمكن تصنيفها فى ضوء بعد الزمن فان الماضى هو اهتمام البحث التاريخى سواء أكان هذا التاريخ للسياسة أم المجتمع أم للعلم أم للفن . وعلى من يتصدى لدراسة التاريخ أن يتسلح بمنهج المؤرخ . فالباحث الذى يتصدى لتناول مشكلة تربوية أو اجتماعية أو نفسية فى اطارها التاريخى عليه أن يلتزم بهذا المنهج . والا اعتبر مايكتبه محض مقالات تصلح للنشر للقارىء العام فى الصحف السيارة ولاينتمى الى نطاق البحث العلمى الذى يخاطب نخبة المتخصصين . ويصدق هذا القول على بعض مايجرى على أنه بحوث فى تاريخ التربية أو تاريخ الموسيقى أو تاريخ الفن أو تاريخ العلم .

ولعلنا نشير هنا الى أن المنهج التاريخى أصيل فى الحضارة العربية والاسلامية . لقد كان لدى العرب قبل الاسلام أنماطاً متعددة من المعرفة التاريخية منها الأنساب وأيام العرب والقصص ذات الطابع التاريخى ، وكلها وردت على ألسنة الرواة . وبعد ظهور الاسلام تطلبت الظروف الجديدة التى طرأت على المجتمع الاسلامى ظهور أنماط جديدة من الكتابة التاريخية كما ظهرت مهارات مميزة لعلم التاريخ فى الاسلام . ومن أهم هذه المهارات طريقة الجرح والتعديل فى الحديث النبوى الشريف التى اعتمدت على الضوابط النقدية للوصول الى الحقيقة ،

وهى مهارة هامة يجب أن يتزود الباحث الحديث بها فى مختلف جوانب المعرفة الانسانية والاجتماعية ، فاذا أضفنا الى ذلك مهارة الإسناد من ناحية واستخدام الوثائق من ناحية أخرى يمكننا القول أننا بازاء منهج تاريخى صارم ودقيق يعتمد على الجدارة الأخلاقية لناقل الخبر وعلى الشواهد الموضوعية المادية التى تؤكد صحة الخبر ثم البحث عن العلاقة السببية فى وقائع التاريخ (قاسم عبده قاسم ، ١٩٨٩) .

والبحث التاريخى شأنه شأن أى بحث آخر لابد من أن يبدأ بتحديد مشكلة الدراسة ، كما قد تصاغ له أسئلة أو فروض تحتاج الى أن تتوافر بيانات للاجابة عليها (الأسئلة) أو اختبارها (الفروض) . وفى بعض البحوث لاتصاغ الأسئلة أو الفروض فيها مباشرة وانما تكون متضمنة فى أهداف البحث . وفى جميع الأحوال تكون الأسئلة أو الفروض حول خصائص موقف أو ظاهرة أو مسألة أو حول أسبابها أو حول آثارها ونتائجها .

لنفرض أن أحد الباحثين أراد دراسة نشأة وتطور تمهين التعليم وعلاقته بحركة التصنيع فى مصر . انه فى هذه الحالة قد يلجأ الى احدى طريقتين فى تحديد المشكلة :

(١) صياغة سؤال البحث كما يلى : ماهى التغيرات الجوهرية التى طرأت على التعليم المصرى من حيث التمهين مع دخول الصناعة الحديثة .

(٢) صياغة فرض البحث كما يلى : أدى تحول المجتمع المصرى الى عصر التصنيع . الى زيادة الاهتمام بتمهين التعليم .

وفى البحث التاريخى لايجاب على الأسئلة أو تختبر الفروض باستخدام الطرق الاحصائية على الرغم من أن المعلومات الاحصائية المتوافرة فى الوثائق والسجلات قد تستخدم فى هذا الفرض ، فالتحليل فى المنهج التاريخى كيفى فى جوهره .

ويحتاج البحث التاريخى الى تحديد مصادر البيانات . وتوجد قاعدة أساسية فى هذا المنهج هى استخدام المصادر الأولية كلما كان ذلك ممكنا . وعلى الباحث أن يميز بين المصادر الأولية والمصادر الثانوية فى بحثه التاريخى . ويقصد بالمصادر الأولية الوثائق الحكومية والرسمية للمؤسسات المختلفة والآثار الباقية من فرد أو جماعة أو ثقافة أو فترة زمنية معينة وتقارير شاهدى العيان والتى يسجلها ملاحظون فعليون للحدث أو مشاركون ايجابيون فيه . أما المصادر الثانوية فهى فى العادة نقل عن مصدر أولى بالمواصفات السابقة أو اعادة قراءة له . وبالطبع قد تستخدم المصادر الثانوية فى البحث التاريخى ومنه البحوث التى تجرى للتاريخ لحياة المفكرين والعلماء وآثارهم الفكرية فى مجالات العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . ومن أمثلة ذلك البحوث التى تجرى حول الفكر السيكولوجى عند الغزالى أو الفكر الاجتماعى عن ابن خلدون أو الفكر التربوى عند ابن جماعة ونظائر ذلك من البحوث التى تجرى على المفكرين الغربيين . فحاجة الباحث هنا الى الاعتماد على المصادر الأولية المتمثلة فى المؤلفات الأصلية لهؤلاء المفكرين والعلماء لاتقل عن حاجة الباحث الى الاعتماد على هذه المصادر عند اجراء بحث حول مشكلة ذات جذور تاريخية فى أى مجال من هذه المجالات . ولعل هذا ينبهنا الى ضرورة تدريب الباحثين المستخدمين للمنهج التاريخى فى العلوم الانسانية على قراءة النصوص الأصلية سواء باللغة العربية أو الانجليزية والتعود على مافيها من صعوبات فى اللغة والأسلوب . ومما يؤسف له أن كثيرا مما يجرى من هذه البحوث يعتمد اعتمادا أساسيا على المصادر الثانوية بكل ماتتضمنه أحيانا من خطأ أو تشويه أو تحريف أو تبسيط للحقائق أو الوقائع موضع البحث . ويزداد احتمال حدوث ذلك مع درجة المصدر الثانوى . فهناك مصادر ثانوية من الدرجة الأولى تنقل مباشرة عن المصدر الأولى . كما توجد مصادر ثانوية من درجات أدنى تعتمد فى النقل عن مصادر ثانوية أخرى . وقد يحدث أن تنتقل الأخطاء من مصدر ثانوى الى آخر ان لم يقف اليها المزيد.

ولعلنا نشير هنا الى أن بعض المصادر قد تكون ثانوية فى بعض الأغراض وأولية فى البعض الآخر ، فكتاب التاريخ المقرر على طلاب المرحلة الاعدادية يعد بالطبع مصدرا ثانويا من درجة دنيا ، الا أنه يعد مصدرا أوليا اذا كان البحث يتناول مثلا مدى اهتمام منهج التاريخ فى المرحلة الاعدادية بفكرة القومية العربية . والصحف اليومية مصدر ثانوى محدود القيمة أيضا الا أنها تعد مصدرا أوليا فى بحث عن الأفكار الشائعة عن علم النفس فى فترة تاريخية معينة ، أو عن صورة العرب فى الصحافة الأمريكية مثلا .

ويتطلب التمييز بين نوعى المصادر اخضاع بياناتها لنوعين من التقويم ، أولهما التقويم الخارجى والذى فى ضوئه يتم الحكم على مدى أصالة الوثيقة موضع التناول . وتوجد عوامل كثيرة تحدد ذلك منها مكانة المؤلف فى سياق الأحداث موضع الاهتمام والى أى حد توافرت له امكانات التسجيل الصحيح والدقيق والمباشر للأحداث ، ومدى اتفاق عوامل الزمان والمكان الواردة فى الوثيقة مع الوقائع الفعلية المرتبطة بالأحداث موضع البحث . ويزداد الأمر صعوبة حين تكون الوثائق من نوع المخطوطات ، ويحتاج الباحث التاريخى أن يتدرب جيدا على فن تحقيق المخطوطات ، وهو فن لايكاد يتقنه الا القليلون فى مجال العلوم الانسانية .

أما النوع الثانى من نقد مصادر البيانات فهو مايسمى النقد الداخلى ، أى تقويم معنى ودقة محتوى الوثيقة وهو خطوة تالية للنقد الخارجى . ومن المنطقى بالطبع أن يكون التتابع كذلك ، فحالما يحكم الباحث بعدم الثقة فى مؤلف الوثيقة يصبح من غير المجدى البحث فى محتواها .

وتلعب خصائص المؤلف دورا هاما فى تقويم محتوى الوثيقة وتحديد مدى صحتها . ولعل أهم مايجب أن يهتم به الباحث التاريخى أن يقرر مدى التحيز أو الموضوعية فى عرضها للوقائع موضع الاهتمام . ومن

الوثائق التى يجب أن تؤخذ بقدر كبير من الحذر السير الذاتية والتراجم للشخصيات لأنها تحول الاهتمام عن الأحداث الى الأشخاص ، بالاضافة الى ماتتضمنه أحيانا من بعض التفاصيل غير الحقيقية أو المبالغة فى بعض الجوانب على حساب جوانب أخرى لأسباب شخصية . ولعل طوفان المذكرات السياسية الشخصية الذى ظهر فى مصر طوال السنوات العشرين الماضية أقوى برهان على ذلك .

ومن المسائل التى تحتاج الى فحص أيضا أسلوب المؤلف ، فكلما كان الأسلوب أقرب الى الواقعية والحقيقة كان أكثر قابلية للتصديق من الأسلوب الذى يغلب عليه الطابع البلاغى والانشائى وبالطبع يجب أن يتدرب الباحث التاريخى على التمييز بين الأسلوبين . أضف الى ذلك الحكم على مدى دقة المؤلف فى الاقتباس من الوثائق المتاحة فى عصره . وفى هذه الحالة يحتاج الباحث التاريخى أيضا الى التدريب على التمييز بين الحقائق والآراء كما ترد فى نصوص المؤلفين .

ولايعتمد البحث التاريخى على وثيقة واحدة مهما كانت أهميتها وقيمتها ، وانما يحتاج من الباحث أن يراجع عدة وثائق حول الموضوع ويخضعها لكل من النقد الخارجى والداخلى . وفى هذه الحالة يجب تقويم كل وثيقة حسب التتابع التاريخى ، أى فى ضوء الوثائق التى سبقتها فى الظهور لا تلك التى تتلوها . وقد يكتشف الباحث أن بضعة وثائق تتضمن خطأ شائعا وعندئذ يكون عليه البحث عن مصدر هذا الخطأ المشترك . وعندما تتعارض وثيقتان فلابد أن تكون احداهما على الأقل - ان لم تكن كلتاهما - على خطأ . واذا لجأ الباحث الى استبعاد احداهما فانه لايضمن بذلك صحة نتائجه . كما أن اثبات خطأ احداهما لايبرهن بالضرورة على صحة الأخرى . أضف الى ذلك أن الوثيقة الواحدة قد تكون مفيدة فى تزويد الباحث بالبيانات اللازمة لأحد أجزاء البحث ولكنها قد لاتكون كذلك فى الأجزاء الأخرى منه .

وبعد تقويم الباحث لمصادر بياناته ينتقل الى الخطوة التالية

فى المنهج التاريخى وهى تركيب البيانات ، ويشمل ذلك تناول الأفكار والمفاهيم الأساسية والربط بينها وترتيبها زمنيا . ويلعب الترتيب الزمنى فى عرض الأحداث دورا هاما فى " معنى التاريخ " ذاتــــه ، بالاضافة الى أهميته فى التمييز بين الأسباب والنتائج . وبالاضافــة الى ذلك فان الباحث قد يبرز مدى الاتساق فى المعالجات المختلفــة لنفس الأحداث التاريخية موضع البحث كما تناولتها المصادر الأوليـة ، والى أى حد يقدم هذا الاتساق دعما أو دحضا تاريخيا للفــرض ، أو اجابة على السؤال بالسلب أو الايجاب . وقد يتطلب ذلك صياغة فــروض أو أسئلة اضافية جديدة ، أو تعديل الفروض أو الأسئلة الأصليــة .

والخطوة الأخيرة فى المنهج التاريخى هى خطوة اتخاذ القــرار بالنسبة لمشكلة البحث واستخلاص الاستنتاجات . ويتطلب ذلك بالطبــع تفسير النتائج مع الاشارة الى التفسيرات البديلة لهذه النتائــج ان وجدت . وفى جميع الأحوال يجب أن يكون الباحث موضوعيا ـ أى ملتزمـا بحدود نتائجه ـ قدر الامكان .

والسؤال : ماهى أهمية البحوث التاريخية فى العلوم النفسيــة والتربوية والاجتماعية ؟ هذا السؤال له أهمية بالغة وخاصة لــدى أولئك الذين يعتقدون أن هذه البحوث هى محض خوض فى الماضــى دون جدوى للحاضر أو المستقبل . والواقع أن هذه البحوث تفيد مختلــف العلوم فى نواح عديدة لعل أهمها أنها تقدم منظورا يمكن من خلالــه الوصول الى فهم أفضل للقضايا موضع البحث من خلال معرفة جذورهــا وأصولها من حيث النشأة والتطور التى تتخذها خلال مراحل تطورهــا المختلفة ، وبهذا يمكن بها ادراك الكثير من مشكلات الحاضر ، والمعاونـة فى التنبؤ باتجاهات المستقبل . والذين يفتقدون الوعى بأخطــاء التاريخ يكررونها فى حاضرهم وفى مستقبلهم ، وبهذا المعنى ربمــا يعيد التاريخ نفسه .

(٢) المنهج الامبريقى :

اذا كان المنهج التاريخى هو دراسة للماضى ، فان المنهج الامبريقى أو التجريبى empirical هو دراسة للوضع الراهن أو للحاضر ، حيث الاهتمام فى هذه البحوث بالدور الايجابى للباحث فى ملاحظة الظاهرة وجمع المعلومات من الحالة التى عليها وقت دراستها ، وليس محض الاعتماد على البيانات التى وفرها الآخرون للباحث فى صورة مصادر أولية أو ثانوية كما هو الحال فى المنهج التاريخى .

والملاحظة* هى جوهر العلم التجريبى (الامبريقى) ، وينتمى معظم العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية الى فئة هذه العلوم، وتتمثل أهمية الملاحظة فى العلم فى أنها تنتج أهم عناصر العلم وهى مادته الخام : المعطيات والمعلومات والبيانات . وهى بهذا المعنى نشاط انسانى يقوم به الباحث خلال مراحل بحثه المتعددة سواء فى تبين المشكلة ، أو بناء الحل النظرى لها (الفرض) . أو فى جمع الشواهد والأدلة التى تؤيد الحل المقترح أو تدحضه .

وتتضمن الملاحظة ـ سواء كانت باستخدام أعضاء الحس مباشرة ، أو بالاستعانة بتكنولوجيا الملاحظة التى توسع من مداها ووضوحها ودقتها ، عمليتين أساسيتين هما :

(١) التسجيل والذى يمتد من التسجيل الانطباعى (الذى يقوم به الانسان مستخدما حواسه مباشرة) الى استخدام أدوات التسجيل الدقيقة سواء كانت للتسجيل الفوتوغرافى أو الصوتى أو السينمائى ، الخ .

---

* طرحت الأفكار الأساسية المتضمنة فى هذا القسم فى مجموعة محاضرات ألقاها أ.د. فؤاد أبو حطب فى عامى ١٩٧٩ ــ ١٩٨٠ ، ١٩٨٠ ــ ١٩٨١ بالمركز القومى للبحوث الاجتماعية والجنائية بالقاهرة عن الجوانب السيكومترية للاختبارات الاسقاطية ، ووجدنا من الملائم عرضها هنا فى اطار أكثر اتساعا .

(٢) التقدير والذى يمتد من التصنيف الكيفى (والذى يغلب عليه الحكم الانطباعى أيضا) الى القياس الكمى الدقيق .

والملاحظة بهذا المعنى قد تتم فى موقف مقنن أو غير مقنن، وحين توصف الملاحظة بأنها مقننة فان ذلك يتطلب أن يوضع كل شخص فى نفس الموقف الذى يوضع فيه الآخرون ، كما تسمح بمقارنة شبه تامة لأشخاص لايمكن أن يلاحظوا عادة فى ظروف متشابهة ، هذا فضلا عن أنها تكشف عن خصائص لانشاهدها الا عرضا فى حياتنا اليومية . وحين نفتقد هذه الخصائص توصف الملاحظة بأنها غير مقننة .

وقد تتم هذه الملاحظة فى مواقف طبيعية أو اصطناعية . والملاحظة الطبيعية هى التى نحصل بها على معلومات عن سلوك الشخص بملاحظة عينات من سلوكه العادى فى نشاطاته اليومية المعتادة فى الميدان الطبيعى كما تتم بالفعل ، كأن نلاحظ الطفل فى الملعب أو الموظف فى المكتب أو المدرس فى الفصل أو العامل فى مصنعه . أما الملاحظة الاصطناعية فهى التى تتم للأفراد فى مواقف لاترتبط ارتباطا وثيقا بالمواقف الطبيعية . وبعبارة أخرى فان السلوك فى موقف الملاحظة الاصطناعية (التى تتم أحيانا داخل المعامل) لايتشابه تشابها تاما مع السلوك الذى يسعى الى تشخيصه أو التنبؤ به . ويصبح فى جميع الأحوال ضروريا البرهنة على وجود تطابق بينهما .

ويوضح الجدول رقم (٢) تصنيفا لمواقف الملاحظة على أساس بعدى التقنين ـ عدم التقنين ، والطبيعية ـ الاصطناعية للمستويات المختلفة من التسجيل والتقدير التى أشرنا اليها .

جدول (٢) تصنيف لمواقف الملاحظة فى المنهج الامبريقى

الملاحظة	مقننة		غير مقننة	
	مستويات التسجيل	مستويات التقدير	مستويات التسجيل	مستويات التقدير
طبيعية				
اصطناعية				

وتشمل خانات هذا الجدول جميع وسائل جمع البيانات فى المنهج الامبريقى (التجربى) ومن ذلك مثلا أن المقابلة نوع من الملاحظة الطبيعية التى قد تكون مقننة أو غير مقننة . أما مايسمى المهام أو الاختبارات فيشمل جميع مواقف الملاحظة المقننة بجميع مستويات التسجيل والتقدير منها ، سواء تمت فى ظروف طبيعية أو اصطناعية . ويخرج من هذه الفئة جميع أنواع الملاحظات غير المقننة سواء كانت طبيعية أو اصطناعية مهما بلغت مستويات التسجيل أو التقدير فيها من الدقة أو الكمية .

ولعل الأصح أن نشير الى المنهج الذى نتناوله هنا بالمنهج المسحى الذى هو فى جوهره دراسة للوضع الراهن . ولعلنا فى ضوء التحليل السابق نلفت النظر الى عبث التصنيفات الشائعة فى معظم المؤلفات المتخصصة فى مناهج البحث للمنهج المسحى ، ومن ذلك ماذكره (Wiersman, 1986) مثلا عن التمييز بين المسح باستخدام المقابلة والمسح باستخدام الاستبيان . ناهيك عن اعتبار بحوث الرأى العام التى تجريها مؤسسات مثل مؤسسة جالوب فى الولايات المتحدة النموذج الأمثل للمنهج المسحى، أضف الى ذلك الخلط الظاهر فى التمييز بين المسح

بالعينة والمسح باستخدام الأصل الاحصائى السكانى العام (مثل التعداد العام للسكان) ، فهذه جميعا تجعل من المنهج المسحى لاموضع له فى أى تصنيف منطقى لمناهج البحث ، حيث الخلط بين أدوات جمع المعلومات ومنهج البحث ، والخلط بين المستويات المختلفة لنطاق المبحوثين (أو المفحوصين) ، وكلها لاتميز منهجا عن آخر ، وانما هى شائعة فى جميع مناهج البحث العلمى .

والمسح كما نستخدمه فى هذا الكتاب له معنى محدد فى البعد التصنيفى لمناهج البحث حسب الزمن . انه دراسة لحاضر الظواهر العلمية كما أسلفنا القول ، وهو بهذا المعنى يجيب عن أحد ثلاثة أسئلة هامة أو عنها جميعا باستخدام الأدوات المناسبة لجميع البيانات :

(١) ماهى طبيعة الظاهرة موضع البحث؟وهذا السؤال ينتمى الى المنهج الوصفى .

(٢) ماهى العلاقات بين المكونات (المتغيرات) التى تتألف منها بنية الظاهرة موضع البحث والتى تقترن معا حسب مبدأ التلازم فى الاختلاف؟وهذا السؤال ينتمى الى المنهج الارتباطى .

(٣) ماهى العلاقات بين المكونات (المتغيرات) التى تتألف منها الظاهرة ومتغيرات أخرى خارجية عنها والتى تقترن معها حسب مبدأ التلازم فى الحدوث؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج شبه التجريبى .

(٤) ماهى المتغيرات من خارج الظاهرة موضع البحث التى ترتبط بالمتغيرات داخلها بعلاقة السببية ؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج التجريبى فى العلم .

وسوف نتناول هذه المناهج جميعا فى مواضعها الطبيعية من تصنيفنا لها فى هذا الفصل .

(٣) منهج البحوث المستقبليـــة :

لم يكن اهتمام الانسان بالمستقبل أقل أبدا من اهتمامه بالماضى والحاضر ، الا أنه فى الوقت الذى نجح فى الوصول الى مناهج البحث الملائمة لكل من الماضى (المنهج التاريخى) والحاضر (المنهـــج الامبريقى) لاتزال جهوده فى ميدان مناهج البحوث المستقبلية فـــى بداياتها .

لقد مر اهتمام الانسان بدراسة المستقبل بمراحل عديدة . فقـــد ارتبطت بداياته بالخرافة . ولاتزال آثار هذه البدايات الخرافيـــة باقية حتى وقتنا الحاضر فى صور عديدة لعل أوضحها التنجيم وقــراءة الطالع . ثم تقدم هذا الاهتمام خطوة أبعد عندما توجه الفكر الانسانى الى بناء المدن الفاضلة (اليوتوبيات) . وكانت جمهورية أفلاطـــون بداية هذا المسعى الانسانى نحو تصور أفضل للمستقبل ، وتوالـــت المحاولات على مدى العصور بعد ذلك ، ولعل أحدث هذه المحاولات يوتوبيا والدن الثانية لعالم النفس السلوكى الأمريكى المعاصر ب . ف . سكنر .

وكان ظهور أدب الخيال العلمى خطوة أخرى فى هذا الطريق . ويعد جول فيرن مؤسس هذا النوع من الأدب منذ القرن التاسع عشر،ثم توالت منذ ذلك الحين الابداعات فى هذا الميدان الطريف . وبالطبع فان هـــذا اللون من الأدب يعتمد على ماهو متاح من المعطيات لبناء صرح خيالـــى للمستقبل . وقد اندمج مع هذا التيار اهتمام لفيف من أهل الفكـــر بالمستقبل كان رائدهم بدون شك الكاتب البريطانى الشهير هـ.ج. ويلـــز ومن قبلهم بعض الفلاسفة الذين كانت لهم نبوءاتهم الخاصة حول الحضارة ، وعلى رأسهم شبنجلر فى دراسته الهامة حول " انحطاط الغرب " .

التوجه المستقبلى فى المنهج العلمى الكلاسيكى :

منذ ظهر المنهج الحديث فى البحث العلمى لم يكن التوجه نحـــو المستقبل غائبا . ولعلنا نذكر أن الطريقة الاستنباطية deductive

فى التفكير التى أسسها المنطق الصورى الأرسطى لم تكن تتضمن اشارة واضحة الى المستقبل . فالاستدلال القياسى Syllogism الذى يؤلف علاقة منطقية بين المقدمات الكبرى والمقدمات الصغرى والنتائج – على الرغم من أهميته – لم يكن مفيدا فى الوصول الى حقائق جديدة ، وبالتالى لايساعد على التطلع الى المستقبل فى العلم عن طريق التنبؤ . خذ المثال الآتى :

كل الحيوانات الثديية تلد	مقدمة كبرى
الخفاش حيوان ثديى	مقدمة صغرى
∴ الخفاش يلد	نتيجة

ان هذا النمط من التفكير الذى يتوجه من العام الى الخاص لايقدم أى اشارة الى احتمالات التنبؤ. ولم يظهر ذلك الاحين توجه العلم نحو الاهتمام بالملاحظة المباشرة والوصول الى العام من دارسة الحالات الخاصة ، وهو الاتجاه الذى ظهرت بوادره عند العلماء المسلمين وخاصة عند البيرونى وابن الهيثم ثم تحددت له طبيعته الشكلية على يد فرنسيس بيكون فى القرن السادس عشر فيما سمى الطريقة الاستقرائية inductive . وبالطبع فان جوهر الاستقراء ليس محض جمع ملاحظات متفرقة لحالات فردية ، والا تحول الى عائق فى سبيل التقدم العلمى ، وأصبح أى تنبؤ من خلاله مستحيلا . وانما الواجب أن تؤدى الطريقة الاستقرائية الى تعميم ، وعندئذ يمكن للبحث أن يشتق بعض النتائج الخاصة من هذا "التعميم" العام . وهكذا تكاملت الطريقتان الاستقرائية والاستنباطية فيما يسمى الطريقة الفرضية – الاستنباطية hypothetico-deductive . ويذكر تاريخ العلم، كما كتبه الأوربيون، أن جاليليو هو أول من أحدث هذا التوفيق بين الطريقتين فى القرن السابع عشر . الا أن تاريخ العلم فى الحضارة العربية والاسلامية يؤكد لنا أن الرازى هو أول من تنبه الى ذلك فى الممارسة الطبية ، وتظل عبارته الشهيرة التى نقلها عنه ابن أبى أصيبعة شاهدا على ذلك " متى كان اقتصار الطبيب على التجارب دون القياس

وقراءة الكتب خذل " (روزنتال ، ١٩٨٠). وعموما فقد كان تشارلز داروين أول من استخدم هذه الطريقة المركبة فى العلوم البيولوجية فى القرن التاسع عشر ، ثم انتقلت بعد ذلك الى العلوم الانسانية والاجتماعية فى القرن العشرين ، وبها استطاع الباحثون صياغة مايطلق عليه فروض العلم ونظرياته وهى جميعا تحمل معانى التوقع والتنبؤ بحالات جديدة أو الصلاحية للتطبيق عليها فى المستقبل .

الا أن بعد المستقبل لم يتحدد بوضوح فى المنهج العلمى للبحث الا مع نشأة مفهوم الانحدار regression فى علم الاحصاء الحديث . وقد تطور هذا المفهوم من أسلوب معامل الارتباط الذى ظهر فى صورته الأصلية بهدف وصف العلاقات بين المتغيرات (أى ضمن المنهج الامبريقى الذى يتناول الوضع الراهن كما بينا آنفا) ، ثم سرعان ما اكتشف العلماء الامكانات الهائلة التى يتضمنها هذا الأسلوب الاحصائى الهام ، ومن ذلك تقدير قيمة متغير مجهول من القيمة المعلومة لمتغير آخر طالما أن بينهما علاقة محسوبة لمعامل الارتباط . وهذا هو جوهر التنبؤ الاحصائى حيث المتغير الذى نسعى للتنبؤ منه يسمى المتغير المنبىء ، والمتغير الذى نسعى للتنبؤ به يسمى متغير المحك فى المنهج الارتباطى أو المتغير المستقل والمتغير التابع على التوالى فى المنهج التجريبى . وسمى الأسلوب الاحصائى المستخدم فى هذه الحالة أسلوب تحليل الانحدار الذى قد يكون بسيطا أو متعددا .

والواقع أن المتغير المنبىء predictor أو المتغير المستقل independent من ناحية ومتغير المحك criterion أو المتغير التابع dependent من ناحية أخرى ينتميان الى الاستدلال الشرطى الذى يتألف من العبارة :

<u>اذا</u> (حدث كذا) <u>اذن</u> (ينتج كذا) .

ويسمى الشق الأول من العبارة (الذى يتبع اذا) الشرط ، أما الشق

الثانى (الذى يتبع اذن) فيسمى جواب الشرط .ومعظم الفروض التى تسعى البحوث الامبريقية الى اختبارها تتخذ هذه الصورة سواء بشكل صريح أو غير صريح . واليك المثالان الآتيان :

(١) تؤدى الطريقة الكلية فى الممارسة (متغير مستقل) الى زيادة كفاءة التعلم ذى المعنى (متغير تابع).
ويمكن صياغته فى صورة اذا... اذن ... على النحو الآتى :
اذا استخدم المفحوصون الطريقة الكلية فى الممارسة اذن تزداد كفاءتهم فى التعلم ذى المعنى .

(٢) يمكن أن نستنتج أداء المفحوصين فى اختبار التحصيل (متغير محك) من أدائهم فى اختبار الذكاء (متغير منبىء) .
ويمكن صياغته أيضا فى صورة اذا... اذن على النحو الآتى :
اذا كان أداء المفحوصين فى اختبار الذكاء معلوما (متغير منبىء) اذن يمكن أن نستنتج أداءهم غير المعلوم فى اختبار التحصيل (متغير محك) .

وبالطبع لكى ينتمى هذا النموذج الى التنبؤ كتوجه مستقبلى لابد أن يكون هناك فاصل زمنى بين المنبىء أو المتغير المستقل من ناحية والمحك أو المتغير التابع من ناحية أخرى ، أما اذا تلازما أو تصاحبا فى الحدوث فان النموذج ينتمى برمته فى هذه الحالة الى المنهج الامبريقى ويعد محض دراسة للحاضر أوالوضع الراهن ولايتجاوزه .

نشأة وتطور علم المستقبل الحديث :

فى دراسة حديثة قامت عواطف عبدالرحمن (١٩٨٨) بعرض لنشأة وتطور الدراسات المستقبلية futurology وهو العلم الذى يتناول ـ على حد قولها ـ " الأحداث التى لم تقع بعد ويشير الى الفترات الزمنية التى لم تحل بعد ، وعندما تحل سوف تصبح حاضرا " . ولعل هذا التعريف يشير الى الفوارق الجوهرية بين دراسة الماضى ودراسة الحاضر من ناحية ودراسة المستقبل من ناحية أخرى . فالمنهج التاريخى يعتمد على شواهد وأدلة قابلة

للملاحظة يمكن الاستدلال منها على أحداث الماضى ، ومنهج دراسة الوضع الراهن(المنهج المسحى) الذى يعتمد الأدلة التجريبية (الامبريقية) القابلة للملاحظة أيضا والتى يستنتج منها الظواهر موضع البحث . أما المستقبل فتعوزه هذه الأدلة والشواهد تماما لأن أحداثه وظواهره محض تصورات ذهنية. ولذلك فانه اذا كان كل من المنهج التاريخى والمنهج الامبريقى يتضمنان قدرا من عدم اليقين (فى ضوء فلسفة العلم الحديثة) فان هذا اللايقين يزداد حدة واتساعا فى الدراسات المستقبلية .

أضف الى ذلك أنه على الرغم من تنوع المفاهيم المستقبلية المتضمنة فى هذا العلم الجديد والتى تشمل التخطيط والتنبؤ والاسقاط والاستشراف ، وعلى الرغم أيضا من الاهتمام الكبير الذى تحظى به الدراسات المستقبلية فى الوقت الحاضر بعد البدايات المتواضعة التى شهدتها فى الأربعينات من القرن العشرين ، وعلى الرغم كذلك من كثرة عدد المهتمين بهذه الدراسات والتوسع فى انشاء المراكز المتخصصة فيها (أشهرها نادى روما) ، وزيادة المؤلفات التى صدرت حول الموضوعات المستقبلية (وأشهرها كتابات الفين توفلر عن صدمة المستقبل والموجة الثالثة وغيرهما) ، على الرغم من ذلك كله فان دراسات علم المستقبل لاتزال فى حاجة الى مزيد من الجهد لتطوير وابداع منهج ملائم للبحث فيها .

وتوجد مجموعة من الشروط لابد من توافرها فى هذا النوع من البحوث نستلخصها من الاهتمامات الراهنة فى هذا الميدان نلخصها فيما يلى :

(١) تحديد المدى الزمنى للتخطيط أو التنبؤ أو الاسقاط أو الاستشراف لمستقبل الظاهرة موضع البحث . وأشهر تصنيف لهذه الأمداد الزمنية ما أعدته جامعة مينيسوتا (عواطف عبدالرحمن ، ١٩٨٨) الذى يتحدد فى خمس فئات هى :

(أ) المستقبل المباشر : ويمتد من اللحظة الراهنة الى عام أو عامين .

(ب) المستقبل القريب : ويمتد من اللحظة الراهنة الى فترة بين أكثر من عام أو عامين وأقل من خمسة أعوام .

(ج) المستقبل المتوسط : ويمتد من الآن الى فترة أكثر من خمسة أعوام وأقل من عشرين عاما .

(د) المستقبل البعيد المنظور : ويمتد من الآن الى فترة أكثر من عشرين عاما وأقل من خمسين عاما .

(هـ) المستقبل غير المنظور : ويمتد من اللحظة الراهنة الى فترة أكثر من خمسين عاما .

(٢) بحوث المستقبل تتسم بأنها احتمالية بطبيعتها . صحيح أن الدراسات المستقبلية تتفق فى هذه الخاصية مع مناهج البحث الأخرى، الا أن الفرق بين البحث الامبريقى والبحث المستقبلى مثلا أن الاحتمالات فى المنهج الأول تعتمد على حساب الاحتمالات التقليدية التى اعتمد عليها علم الاحصاء منذ نشأته المبكرة ، أما الاحتمالات فى بحوث المستقبل فيجب أن تعتمد على مايسميه محمود عبدالفضيل (١٩٨٨) " المقولات الاحتمالية المشروطة " والتى تتطلب نوعا من الاستدلال يختلف عن الاستدلال الشائع فى الاحصاء التقليدى . ويعتمد ذلك فى جوهره على " التقديرات الذاتية للاحتمالات للحالات والمسارات المستقبلية المتوقعة من ناحية ، وعلى " تحديد أحزمة ثقة تسمح بقبول أو رفض ترجيحات احتمالية معينة للتوقعات والمسارات المستقبلية " من ناحية أخرى . وهذه العمليات الاحصائية الجديدة تختلف عما هو شائع فى الاحصاء التقليدى من اعتماد على " الاحتمالات الموضوعية " التى تشتق من التوزيعات الاحتمالية المألوفة (كالمنحنى الاعتدالى) من ناحية ، وعلى اختبار الدلالة الاحصائية فى ضوء قبول أو رفض الفرض الصفرى من ناحية أخرى . وتعتمد دقة الاستدلال الجديد الذى يقترحه محمود عبدالفضيل (١٩٨٨) بالطبع على المدى الزمنى المختار للبحث المستقبلى . وعلى ذلك فكلما ازداد المدى الزمنى

موضع البحث ازدادت مسافة عدم اليقين.ومعنى ذلك أنه كلما اقترب البحث من المستقبل المباشر كان أكثر يقينية من ذلك الذى يقترب من المستقبل غير المنظور .

(٣) بسبب الطبيعة الجوهرية للدراسات المستقبلية فى أنها تتناول أحداثا لم تقع بعد وظواهر لم تلاحظ بعد فلابد لها أن تعتمد على أسلوب فى جمع "البيانات" يختلف كيفيا عن أسلوب المنهج الامبريقى فى انتقاء العينات ، وهو الأسلوب الذى يستند الى افتراض القابلية لتكرار الملاحظات من ناحية والتعميم من الجزء (العينة) الى الكل (الأصل الاحصائى) من ناحية أخرى . وكلا الافتراضين لايصدقان على بحوث المستقبل . وقد بذلت محاولات فى السنوات الأخيرة لابتكار أساليب ملائمة لجمع " بيانات " هذه البحوث لاتستند على الافتراضين السابقين وأشهرها ثلاثة أساليب :

(أ) المماثلة Simulation

(ب) بحوث العمليات Operational Reasearch

(جـ) تركيب المشاهد المستقبلية (السيناريوهات) Scenery formation.

وهذه جميعا سنتناولها فى موضعها المناسب من هذا الكتاب .

ثانيا : تصنيف مناهج البحث تبعا لحجم المبحوثين

الأساس الثانى لتصنيف مناهج البحث العلمى هو حجم المبحوثين ، ويمتد ذلك من دراسة الحالة الواحدة ، ويمر بدراسة عينة أو جزء من كل ، وينتهى بدراسة الأصل الاحصائى الكلى العام .

(١) دراسة الحالة (المنهج الاثنوجرافى والمنهج الكلينيكى) :

يعتمد هذا المنهج فى جوهره على دراسة " فرد واحد " ، وهذا

الفرد قد يكون شخصا ، وحينئذ يصدق عليه وصف دراسة الحالة case study ، وقد يكون مؤسسة أو نظاما أو ثقافة وحينئذ تنطبق عليه عبارة المنهج الاثنوجرافى ethnography *.

ومن الصعب تتبع تاريخ منهج دراسة الحالة لسببين أولهما تاريخها الموغل فى القدم والذى يمتد الى البدايات المبكرة للتاريخ الاجتماعى للانسان، وثانيهما لجوء العلوم الانسانية والاجتماعية والسلوكية المختلفة الى استخدام المنهج بالطريقة التى تناسبها .

وفى طريقة دراسة الحالة قد يسجل الباحث المعلومات عن الفرد أو الحالة موضوع الدراسة بهدف اعداد وصف مفصل له دون أن تكون لديه خطة ثابتة تبين أى هذه المعلومات أكثر أهمية من غيره . وقد يلجأ الباحث الى تسجيل هذه المعلومات على هيئة يوميات فى صورة " سجلات قصصية " ، وقد يطلب من المفحوص (ان كان شخصا) أن يسروى يومياته عن فترة معينة من حياته . وقد تمتد هذه الطريقة لتصبح سجلا للفرد أو الحالة التى يستخدم فيه الباحث مصادر عديدة للمعلومات مثل ظروف المفحوص الأسرية ، والوضع الاقتصادى والاجتماعى ، ودرجة التعليم ونوع المهنة وسجله الصحى وبعض التقارير الذاتية عن الأحداث الهامة فى حياة الفرد ، وأدائه فى الاختبارات النفسية ، وكثير من المعلومات التى تحتاجها دراسة الحالة تتطلب اجراء مقابلات مع الفرد ، وعادة ماتتسم هذه المقابلات بأنها " غير مقننة " أى تختلف الأسئلة التى تطرح فيها من فرد لآخر .

وتعد من قبيل دراسة الحالة وتسجيل اليوميات سير الأطفال التى كتبها الآباء من الفلاسفة والأدباء والعلماء عن أبنائهم ، والتراجم التى كتبت عن بعض العباقرة والمبدعين ، والسير الذاتية التى

---

* الاثنوجرافيا فرع من فروع الانثروبولوجيا يهتم بالدراسة العلمية للثقافات الفردية فى سياقها الخاص ، وهو بهذا المعنى ينتمى الى المنهج الذى اقتصر استخدامه فى الماضى على الشخصيات الفردية والذى يطلق عليه دراسة الحالة ، وعلى هذا الأساس أدمجنا المنهجين معا فى فئة واحدة .

كتبوها من أنفسهم ، وكذلك أدب الاعترافات • كما يعد من قبيل دراسة الطريقة الكلينيكية وأسلوب الاستجواب questioning الذى استخدمه جان بياجيه وتلاميذه فى بحوثهم الشهيرة فى النمو •

وقد استخدم منهج دراسة الحالة بكثرة فى العشرينات والثلاثينات من القرن العشرين فى دراسة السلوك الجانح ، وخاصة عند أصحاب مدرسة جامعة شيكاغو فى علم الاجتماع • ومن المعالم التاريخية أيضا فى البحوث الاجتماعية الدراسة الشهيرة التى قام بها توماس وزنانيكى خلال الفترة بين عامى ١٩١٨ ، ١٩٢٠ لدراسة المهاجرين البولنديين الى الولايات المتحدة • الا أن تطور القياس الاجتماعى وظهور طريقة الاستبيان فى جمع المعلومات وتطبيق الطرق المختلفة للتحليل الاحصائى ومايتوافر فيها من خصائص " موضوعية " أدى الى تدهور استخدام منهج دراسة الحالة فى هذه البحوث وخاصة فى خلال فترة الخمسينات من القرن العشرين ، الا أن هذا المنهج استرد بعض أهميته وقيمته فى البحوث الاجتماعية بعد ذلك •

وعلى العكس من ذلك فقد كان لمنهج دراسة الحالة أهميته البالغة فى بحوث الانثروبولوجيا الاجتماعية • ويستخدم هذا المنهج فيها عند تناول المفاهيم المجردة والعامة فى الثقافة مثل البنى والطبقات والعمليات الاجتماعية على مستوى السلوك الانسانى ، مع التركيز على تناول الثقافة الفردية فى سياقها الخاص وهو مايسمى حينئذ المنهج الاثنوجرافى •

وبالطبع فان تاريخ منهج دراسة الحالة فى ميدان الطب هو تاريخ المنهج الكلينيكى.وهو فى جوهره منهج لحل المشكلات الفردية ويتضمن ثلاث عمليات أساسية هى التكهن prognosis والتشخيص diagnosis والعلاج treatment • وقد انتقل هذا المنهج الى كل من طب الأمراض العقلية وعلم النفس منذ نشأتهما المبكرة • وطوال العقود المبكرة من القرن العشرين شاع استخدام منهج دراسة الحالة فى ميادين علم

النفس المرضى والعلاج النفسى والخدمة الاجتماعية على النمط الكلينيكى الذى أشرنا اليه ، وبخاصة فى دراسة الحالات المرضية أو غير السوية ، على الرغم من أن مصطلح المنهج الكلينيكى نفسه يستخدم على نحو أكثر اتساعا فى دراسة الحالات السوية كما فعل جان بياجيه فى دراسة للنمو الانسانى ،وكما فعل أيضا كثير من الباحثين فى ميدان سيكولوجية الشخصية .

وعلى الرغم من أن هذا المنهج ـ كما يرى (Bromley, 1986) ـ لم يقدم اسهاما جوهريا فى تقدم العلم بعد النجاح العظيم الذى أحرزه فى نظرية التحليل النفسى ، الا أن النصف الثانى من القرن العشرين شهد بعض انجازاته وأهمها اثنان على وجه الخصوص :

(١) نظرية التكوينات الشخصية لجورج كيلى وطريقة جمع البيانات المصاحبة لها والتى تسمى شبكة رصيد الخبرة (راجع فوس ،١٩٧٢ لمزيد من التفاصيل) والتى تأكدت فعاليتها فى استطلاع الحالات النفسية الفردية .

(٢) ظهور اجراءات تجريبية وشبه تجريبية فى السنوات الأخيرة جعلت من الممكن اجراء بحوث مضبوطة على الفرد الواحد أو الحالة الواحدة .

وعلى الرغم من أهمية هذه الأساليب وقيمتها عندما تستخدم فى أغراض بحثية معينة ، الا أنها ليست بدائل لمنهج دراسة الحالة كما يجرى على الفرد الواحد فى سياقة الطبيعى أو المعتاد . ويرى بعض الباحثين المحدثين أن منهج دراسة الحالة ينتمى الى المنحى الانسانى فى دراسة السلوك ، وهو المنحى الذى أسسه عدد من أقطاب علم النفس الحديث على رأسهم موراى وألبورت وماسلو وكارل روجرز. وفيه يتم التركيز على الفرد الخاص idiographic دون القانون العام nomothetic ، وعلى الحدس دون الاستدلال ، وعلى التعاطف الوجدانى دون التحليل الموضوعى ، وعلى الوصف الكيفى دون الترميز الكمى.

ويبدو لنا أن هذا التطرف فى الاتجاه نحو الفردى والخاص والشخصى والحدسى والوجدانى والكيفى هو رد فعل عنيف ضد الاتجاه المضاد الذى سيطر على العلوم الانسانية والاجتماعية وخاصة إبان طوفان السلوكية . الا أن التطرف فى أحد الاتجاهين على حساب الآخر خفت حدته فى الوقت الحاضر ، وأصبح الاهتمام فى منهج دراسة الحالة بالسعى نحو جمع المعلومات عن الفرد بأفضل الطرق المناسبة للوصول الى تكهن أو تشخيص أو علاج أفضل . وأصبحت المعرفة عن الفرد (شخصا أو مؤسسة أو ثقافة) ضالة الباحث أنى وجدها حصل عليها بأفضل الوسائل المتاحة والملائمة لها : المقابلة، الملاحظة ، تاريخ الحياة ،السجلات والوثائق ، الاستبيانات والاختبارات وغيرها من الطرق الكمية .وبالطبع اذا توافرت للباحث نفس الأدلة من مصادر مختلفة ، أو اذا توصل الى نفس النتائج باستخدام طرق مختلفة فان ذلك يهيئ له مزيدا من الشعور " بالصواب " فى أدلته و " الثقة " فى نتائجه . ويكون عمل الباحث حينئذ أشبه بعمل الملاح أو المساح اللذين يستخدمان المعلومات التى تتوافر لهما من مصادر مختلفة للتثبت من النتائج .

معنى ذلك أن الباحث الذى يستخدم منهج دراسة الحالة عليه أن يلجأ الى طرق متعددة ومصادر متنوعة لجمع المعلومات . ويطلق البعض على المنهج فى هذه الحالة " المنهج الموسع لدراسة الحالة " ، الا أنهم يقصرون استخدامه على دراسة الوحدات الاجتماعية الكبرى (قرية ، مدينة ، مؤسسة ، منظمة الخ) على مدى زمنى طويل نسبيا . الا أن هذا التحديد لاضرورة له من وجهة نظرنا ، فالمنهج بصورته الموسعة يمكن أن يطلق أيضا على الوحدات الاجتماعية الصغرى (أسرة ، جماعة ، أصدقاء ، الخ) بالاضافة الى صلاحيته للتطبيق على الفرد الواحد من الأشخاص . ففى هذه الأحوال جميعا يفيد تعدد الطرق والوسائل والأساليب فى الوصول الى تحديد البنى والعمليات الأساسية التى يسعى الباحث الى استكشافها وتوصيفها والتى قد تطمرها الخصوصيات والخصائص العارضة اذا اعتمدنا على الطرق " الذاتية " وحدها فى جمع المعلومات .

(٢) منهج دراسة العينـــة :

العينة sample هى جزء من كل أو بعض من جميع . وتتلخص فكرة منهج دراسة العينات فى أنه اذا كان هدفنا الوصول الى تعميمات حول ظاهرة معينة فاننا بالطبع لابد لنا من دراسة بضعة حالات لا أن نقتصر على حالة واحدة كما هو الحال فى المنهج السابق ، فاذا كان عدد الحالات التى يشملها " الكل " الذى تنتمى اليه أو يتضمنها "الجميع" الذى يحتويها كبيرا أصبح من المستحيل دراسة جميع هذه الحالات . ولهذا يلجأ الباحث ـ كما يلجأ الانسان العادى ـ الى اختيار عدد محدود من هذا " الكل " يكون موضع الفحص والبحث والدراسة . ويسمى هذا الجزء المختار للبحث العينة . والهدف ليس مجرد دراسة هذه الحالات والوصول الى نتائج حولها فقط وانما " التعميم " الى الكل أو الجميع الذى تنتسب اليه . ويطلق على هذا الكل الذى يتم التعميم اليه " الأصل الكلى " population.

افتراضات العينـــة : يوجد افتراضان أساسيان لمفهوم العينة حتى يمكن استخدام احصاء العينة بالمعنى الذى أشرنا اليه وهما :

(١) افتراض التمثيل representation : ويقصد به أن تكون العينة ممثلة للأصل أى تكون ممثلة لجميع الوحدات التى يتألف منها الأصل . فالعينة الممثلة لتلاميذ المرحلة الابتدائية يجب أن يمثل فيها هؤلاء التلاميذ من حيث الجنس والعمر والمستوى الاقتصادى والاجتماعى والصفوف الدراسية والبيئات الجغرافية والمستويات التحصيلية والعقلية ومعنى ذلك أن الباحث مطالب بتوصيف الأصل قدر المستطاع وتحديد الفئات التى تؤلفه بحيث يمكن له تمثيلها عند اختيار العينـــة .

وعادة مايهتم الباحث المبتدئ اهتماما كبيرا بحجم العينة أكثر من اهتمامه بمدى تمثيلها للأصل . بينما حقيقة الأمر أن عينة ممثلة

...

مؤلفة من ١٠٠ وحدة تكون أفضل كثيرا من عينة غير ممثلة ولو بلغ حجمها مليون وحدة . ويمكن أن نقارن فى هذا العدد بين استطلاعين للرأى أجريا عام ١٩٣٦ حول انتخابات الرئاسة الأمريكية قامت بأحدهما مجلة الملخصات الأدبية ، وقام بالآخر معهد جالوب الشهير فى ميدان قياس الرأى العام . وقد بلغ حجم العينة الأصلية فى المجلة ١٢ مليونا ، ومع ذلك لم تكن ممثلة ، فقد اختيرت من أصحاب السيارات والأسماء الواردة فى دليل التليفونات أرسلت اليهم بالبريد بطاقات استطلاع الرأى حول هذا الموضوع . ومن الطريف أن الذين أجابوا بالفعل كانوا ٢١٪ من هذه العينة الأصلية (حوالى مليونين ونصف) وهو حجم ضخم ، بل غير مألوف ، لعينة بحثية ، ومع ذلك فان النتائج لم تتفق مع ماحدث بالفعل ، لقد فاز فرانكلين روزفلت بأغلبية ساحقة فى الانتخابات على الرغم من أن هذه العينة الضخمة لم تتوقع له ذلك . ومن الملفت للنظر حقا أن عينة معهد جالوب والتى لم يتجاوز حجمها ٢٠٠٠ من المبحوثين (وهى حوالى $\frac{١}{١٠٠٠}$ من العينة السابقة) كانت توقعها أصح وأدق . والسبب فى ذلك أن العينة الأصغر كانت ممثلة بالفعل للأصل بينما العينة الأكبر لم تكن كذلك . فأصحاب السيارات والأسماء التى ترد فى أدلة التليفونات لم يكونوا يمثلون ناخبى الولايات المتحدة فى عام ١٩٣٦ . أضف الى ذلك أن الذين ردوا على الاستبيان البريدى (والبالغ نسبتهم ٢١٪ من العينة الأصلية) ربما لم يكونوا أيضا عينة ممثلة للعينة الأصلية ، فربما ينشأ فى مثل هذه الحالات مايسمى التحيز الناتج عن الانتقاء الذاتى لدى أولئك الذين يثابرون عادة على الاجابة على مثل هذه الاستبيانات ، وهى مشكلة لاتزال حتى الآن تهدد صدق البحوث المسحية عن طريق البريد.

معنى ذلك أن حجم العينة ليس محكا كافيا للحكم على صلاحيتها للتعميم على الأصل . وقد اتضح فى المثال السابق أن عينة لايتجاوز حجمها ١ر٪ من عينة أخرى كانت أصلح للتعميم ، لأنها أكثر تمثيلا لخصائص الأصل الذى اشتقت منه .

(٢) افتراض المصادفة chance : ويقصد به أن يكون اختيارنا للعينة من النوع الذى يتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة المعقدة التى لانستطيع التحكم فيها أو توجيهها ويتيح هذا التعقد والتعدد فى عوامل الاختيار فرصا متكافئة متساوية للوحدات التى يتألف منها الأصل فى أن تكون موضع الاختيار . وهذا الافتراض يتضمن فى جوهره مفهوم العشوائية randomness .

وتحتل مسألة " عشوائية العينات " أهمية خاصة فى علم الاحصاء، وخاصة الاحصاء الاستدلالى . فقبل أن تستخدم العينة بطريقة ملائمة ومفيدة فى التعميم الى الأصل الكلى لابد أن تكون ممثلة لهذا الأصل ـ كما بينا فى الافتراض السابق . الا أن محك التمثيل فيه بعض المشكلات. والسؤال هنا : كيف يمكن للباحث أن يحدد تحديدا دقيقا أن خصائص أصل كلى معين ممثلة تمثيلا جيدا فى العينة مالم تكن خصائص هذا الأصل الكلى معلومة بالفعل ؟

لنتأمل المثال الآتى:نفرض أن أحد الباحثين فى مجال التسويق يرغب فى دراسة أثر الاعلانات التليفزيونية فى السلوك الشرائى للمواطن المصرى . انه لايستطيع ، لاعتبارات عملية أن يجرى دراسته على " جميع المواطنين المصريين " بل دراسة هذا الأصل الكلى لن يكون أكثر جدوى ـ كما بينا من قبل ـ من تناول عينة " ممثلة " لهذا الأصل . وحينئذ يكون عليه أن يحدد مايسمى " المتغيرات الديموجرافية " التى قد تؤثر فى الاستجابة للاعلان التليفزيونى ومنها العمر والجنس والمهنة ومستوى الدخل والموقع الجغرافى وغيرها . ثم يكون عليه أيضا أن يستعين بالاحصاء الرسمى للسكان فى مصر (والذى يتم كل عشر سنوات) والمصادر المماثلة لتحديد النسب المئوية للأفراد فى الأصل الكلى الذين يقعون فى كل فئة من هذه المتغيرات الديموجرافية . ثم يكون عليه ثالثا أن يختار أولا العينة فى كل فئة من هذه الفئات بنسب توافرها فى الأصل الكلى وذلك لضمان توافر خاصية التمثيل،وتسمى العينة فى هذه الحالة بالعينة الطبقية .

الا أن هذا الاجراء يندر أن يلجأ اليه الباحثون حتى مع أصول كلية أضيق نطاقا من المثال السابق، ومن ذلك تلاميذ مرحلة التعليم الأساس أو عمال الصناعات الثقيلة . بل ان بعض الأصول الكلية يصعب تحديد خصائصها بالتفصيل الذي يضمن بالفعل حسن تمثيل العينات لها . فاذا أضفنا الى ذلك أننا لو عرفنا بالفعل خصائص الأصل الكلى فلماذا نكون فى حاجة الى " عينات " نقدر منها هذه الخصائص (حسب منطق الاحصاء الاستدلالى) ؟

لهذا كله كان اللجوء الى افتراض العشوائية حلا سعيدا لكثير من مشكلات التمثيل فى منهج العينات . وفى هذا يرى علماء الاحصاء أنه لو كانت العينة مختارة اختيارا عشوائيا تماما فانها حينئذ تمثل الأصل الكلى الذى تنتمي اليه فى جميع الخصائص والأبعاد . ولايحدث ذلك الا حين يعطى الباحث لكل وحدة من وحدات الأصل الكلى موضع البحث فرصة متساوية فى أن يقع عليها الاختيار لتكون ضمن عينة البحث دون أن يتدخل مطلقا بتحيزاته فى هذا الاختيار . وحينئذ يمكن القول أن اختيار أفراد العينة أتاح " للمصادفة " أن تلعب دورها فى تمثيل المتغيرات المختلفة التى يصنف اليها أفراد الأصل الكلى سواء كانت هذه المتغيرات حقيقية أو متوهمة ، مقيسة أو لاتقبل القياس . ومعنى ذلك أن الاختيار العشوائى المعتمد على عدم التدخل الارادى للباحث والذى تتحكم فيه عوامل المصادفة يسمح – فى حدود هامش معين من الخطأ – بأن تكون العينات ممثلة للأصل الكلى .

وقد يندمج افتراضا التمثيل والمصادفة معا فى نوع من العينات يسمى العينات الطبقية العشوائية ، وفيها يتم اختيار أفراد العينة بنسب وجودها فى الأصل الكلى اذا توافرت للباحث خصائص هذا الأصل ، الا أنه فى اختيار الحالات فى كل فئة من فئات هذه الخصائص يكون هذا الاختيار عشوائيا . لنفرض أن الباحث يهتم بأحد المتغيرات الديموجرافية فى بحثه وهو " جنس المبحوثين " من الأطفال من سن ٦ سنوات فى محافظة الجيزة وكانت النسبة المئوية للذكور فى الأصل الكلى ٦٠٪ والاناث ٤٠٪

ولنفرض أن العينة التى سيجرى عليها البحث تتألف من ١٠٠ مفحوص ، انه فى هذه الحالة سوف يختار ٦٠ طفلا و ٤٠ طفلة اختيار عشوائيا من الأصل الكلى لكل من الذكور والاناث على حدة من محافظة الجيزة من سن ٦ سنوات .

وعادة مايكتفى الباحثون بالافتراض الثانى (المصادفة) كشرط لسلامة اختيار العينة لأنه يتضمن توافر الشرط أو الافتراض الأول (التمثيل) لأن الباحث الذى يضمن تساوى فرص الاختيار لجميع وحدات الأصل الكلى يحصل فى النهاية على عينة ممثلة له الا أن هذا لايتحقق فى جميع الأحوال كما سنبين فيما بعد .

أنواع العينات : فى ضوء الافتراضين السابقين يمكن أن نعرض أنواع العينات الشائعة الاستخدام فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية .

(١) العينة العشوائية : يقصد بالعينة العشوائية تلك التى تتيح لجميع وحدات الأصل الكلى فرصا متكافئة للاختيار ، كما أن اختيار أى وحدة من وحدات الأصل لايرتبط على أى نحو من الأنحاء باختيار وحدة أخرى * . فجميع عمليات الاختيارتكون مستقلةعن كل من الفاحص والمفحوص وتتحكم فيها المصادفة وحدها . واذا حدث فى هذه الحالة أى اختلاف بين خصائص العينة وخصائص الأصل فعادة مايكون ضئيلا ويسمى خطأ العينة وهو خطأ غير منتظم ويرجع فى جوهره مرة أخرى الى المصادفة أيضا .

وتوجد طرق عديدة للاختيار العشوائى لأفراد العينة ؛ ومنها

---

* من أمثلة الوحدات غير المستقلة أو المتداخلة فى العينة أن تتألف العينة من أزواج من التوائم ، لأن اختيار كل مفحوص يتضمن بالضرورة اختيار أخيه التوأم . وعندئذ لاتلعب المصادفة دورها الا فى اختيار نصف المفحوصين أما النصف الآخر فاختياره حتمى أو مؤكد وليس بالمصادفة .

طريقة القرعة ، وفيها تكتب جميع الحالات فى قصاصات مطوية من الورق ، ثم تختلط هذه القصاصات معا فى وعاء ضخم ويسحب منها العدد المطلوب من الأفراد للعينة.وقد يلجأ الباحث الى مايسمى العينة النظامية Systematic حين تكون قوائم الأفراد فى الأصل مرتبة بنظام لايرتبط مباشرة بالمتغيرات موضع البحث ، وأشهر هذه القوائم الترتيب الأبجدى لأسماء الأشخاص حيث لاتوجد صلة بين أن يبدأ اسم الشخص بحرف أبجدى معين وبعض صفاته كالطول أو الذكاء أو الاتجاه المحافظ . وفى هذه الطريقة قد يلجأ الباحث الى اختيار الأفراد فى ضوء نسبة العينة الى الأصل . فاذا كان المطلوب مثلا اختيار $\frac{١}{١٠}$ الأصل فان الباحث يختار عشوائيا الاسم الأول من بين الأسماء العشرة الأولى فى القائمة الأبجدية ، ثم بعد ذلك يختار الاسم العاشر الذى يليه فالذى يليه وهكذا . واذا لجأ الباحث الى هذه الطريقة فعلية أن يتأكد من عدم وجود خطأ الدورية periodicity فى القوائم الأصلية ، ويقصد بذلك أن يكون الأشخاص فى الترتيب الذى حدده الاختيار العشوائى الأولى لهم خصائص تميزهم عن غيرهم أو ترتبط بالمتغير التابع أو لها أثر فيه . ان العينة حينئذ تصبح عينة متحيزة . وهذا الخطأ لاينشأ عادة فى القوائم المرتبة أبجديا . الا أنه لتسهيل الأمر على الباحثين أعد علماء الاحصاء جداول خاصة بالأرقام العشوائية تفيد كثيرا فى هذه الأغراض وخاصة اذا كانت وحدات الأصل مرقمة بالتتابع وان التعرف عليها يتم بالرقم وحده فاننا نستطيع الاختيار منها باستخدام الأرقام العشوائية تبعا لأى نظام ، ويمكن للقارىء أن يراجع جدول رقم ١٦ فى الجداول الاحصائية التى أعدها لعلم النفس والعلوم الانسانية الأخرى المرحوم الدكتور/فؤاد البهى السيد (١٩٥٩) .

وبالطبع فان العينة العشوائية يتوافر فيها افتراض المصادفة كما أنها يجب أن تتضمن أيضا افتراض التمثيل ،الا أن هذا قد لايتوافر خاصة حين تكون العينات صغيرة فقد يحدث بالمصادفة ألا تكون العينة ممثلة كما نحب لها أن تكون وقد أشرنا الى أننا لانضمن توافر الافتراضين معا فى العينة الا فى العينة الطبقية العشوائية .

(٢) العينة المتحيزة : العينة المتحيزة biased هى تلك التى يدخل قصد الباحث فى اختيارها . وتختلف عن العينة العشوائية اختلافا جوهريا يجعل منهما نقيضين . ولعل أخطر أوجه الاختلاف فى نوع الخطأ السائد فى كل منهما ، فاذا كان خطأ العينة العشوائية ينتمى الى المصادفة وبالتالى يكون غير منتظم فى حدوثه فان خطأ العينة المتحيزة من النوع المنتظم حيث يكون لبعض الحالات فرصة أفضل من غيرها فى الاختيار . ومن الأمثلة الشائعة على هذه العينات فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية عينات المتطوعين فى البحوث المعملية والمستجبين لاستفتاء بريدى أو العينات التى تختار من الأسماء الواردة فى دليل التليفونات أو من بين أصحاب السيارات وذلك فى بحث يجرى عن الاتجاهات السياسية أو الاجتماعية مثلا .

ويجب على الباحث أن يكون واعيا باحتمال التحيز فى عيناته ومعظم مايقوم به من تحكم وضبط منتظمين للشروط التجريبية هدفه منع حدوث التحيز أو تحديد آثاره فى نتائج البحث . وفى هذه الأحوال يجب أن يبذل كل جهد مستطاع فى تحديد الشروط والظروف التى يتم فيها جمع البيانات ، وهذه المعرفة تفيد فى تحديد ما اذا كان انتقاء الحالات متحيزا أم لم يكن . كما أن معرفة هذه الشروط يفيد فى التحديد الدقيق للأصل الكلى الذى تختار منه العينة .

(٣) العينة الطبقية : من الاجراءات الشائعة الاستخدام فى العينات للمساعدة فى التحكم فى التحيز والحصول على تمثيل دقيق للأصل مايسمى الطريقة الطبقية stratification وهى خطوة فى اتجاه التحكم التجريبى . وتستخدم فى الجماعات الفرعية الأكثر تجانسا والتى تعد أصولا فرعية فى أصل أكبر . ومن أمثلة البحوث التى تستخدم هذا النوع من العينات بحوث قياس الاتجاهات الاجتماعية. ففى مثل هذه الأحوال يجب أن تمثل العينة مختلف الاتجاهات السياسية والمستويات الاقتصادية والاجتماعية والجنس وسكان الريف فى مقابل سكان الحضر والمستويات التعليمية والمناطق الجغرافية وبعبارة أخرى يهتم الباحث بالجماعات

الفرعية التى يمكن أن تؤلف فى ضوء أى متغير يشك فى أن تكون له علاقة بالمتغير موضوع الدراسة أو البحث .

وبعد مايحدد الباحث المتغيرات الهامة فى العينة يقوم بدراسة الأصل لتحديد النسب التى تقع فى كل فئة منها ، ومن ذلك مثلا ماهى نسبة الذكور أو الاناث سكان الريف والحضر فى كل مستوى اقتصادى واجتماعى ، وهكذا . وفى هذه الحالة يجب أن يراعى فى اختيار العينة أن تمثل فيها هذه المجموعات أو الفئات بنسبها الصحيحة التى توجد فى الأصل . ولكى يضمن الباحث توافر شرطى التمثيل والمصادفة يمكنه فى اختيار الأفراد فى كل مجموعة أو فئة من هذه الفئات أن يلتزم بالعشوائية وفى هذه الحالة يكون الاجراء المستخدم فى اختيار العينة هو مايسمى بالعينة الطبقية العشوائية ، وهو أفضل طرق اختيار العينات لأنه قد يكون أكثر تمثيلا للأصل من العينات العشوائية الكاملة .

(٤) العينة التعمدية purposive : وهى العينة التى تختار اعتباطيا بسبب وجود دليل على أنها تمثل الأصل ، كأن يختار الباحث احدى المحافظات التى تعد ممثلة لجميع المحافظات وذلك فى ضوء بحوث سابقة أو خبرات سابقة .

وهذه الطريقة قد تكون ملائمة الا أنها تتطلب توافر معلومات سابقة كافية كما أنها تتضمن المخاطرة بأن بعض الظروف ربما تكون قد تغيرت بحيث لم يعد هذا القطاع من الأصل يمثله كما اعتاد من قبل أو قد لايمثله فى موضوع البحث الذى يجريه الباحث .

(٥) العينة العرضية incidental : ويقصد بها العينة التى يختارها الباحث لأنها الأكثر يسرا فى الاستخدام والمتاحة له بالفعل . وكثير من البحوث النفسية والاجتماعية والتربوية استخدمت هذا النوع من العينات . فأغلب التجارب تجرى عادة على طلاب الجامعات أو غيرهم من التلاميذ وخاصة أولئك الطلاب الذين يقوم الباحث بالتعامل معهم

مباشرة . وهذا النوع من العينات لايفيد فى أغراض التعميم على الأصل والا كنا نخاطر مخاطرة غير مجدية .

وتعميم النتائج من العينة الى الأصل لايتم بالطبع بدرجة كبيرة من الثقة الا اذا تحددت معالم هذا الأصل الذى تمثله العينة فى كل جانب هام يميزه . فاذا علمنا الخصائص الهامة للعينة العرضية أو القصدية معرفة جيدة واستطعنا أن نبين أن هذه الخصائص تصدق على أفراد آخرين فاننا نستطيع القول أن هؤلاء الأفراد ينتمون الى نفس الأصل الذى ينتمى اليه أفراد العينة .

ونقصد بالخصائص الهامة هنا المتغيرات التى ترتبط بالمتغير التجريبى موضع البحث . وهى من نفس نوع المتغيرات أو الخصائص التى أشرنا اليها فى حديثنا عن العينة الطبقية كالعمر ومستوى التعليم والمستوى الاجتماعى والاقتصادى والجنس وغيرها .

ونحب أن ننبه هنا الى أن استخدام مصطلح " عينة " فى حالة عدم توافر شرط التمثيل والمصادفة محفوف بالكثير من المخاطر . ولهذا يفضل الباحثون المعاصرون استخدام مصطلح " المفحوصون " subjects فى حالات العينات المتحيزة أو القصدية أو العرضية . وفى هذه الحالة يجب أن يركز الباحث على خصائص العينة ويفصلها حتى يتيح الفرصة لأى عينة أخرى مماثلة لها فى هذه الخصائص أو لأى " أصل " افتراضى يمكن أن تتوافر فيه هذه الخصائص أيضا أن تعمم نتائج مثل هذه الأبحاث اليها أو اليه . وفى هذا يكمن جوهر مفهوم " حدود البحث " والذى يسىء كثير من الباحثين فهمه . فالمقصود هنا هو حدود تعميم النتائج من العينات التى لاتتسم بالتمثيل والعشوائية . فالتعميم هنا - فى أغلبه - من النوع التحولى transductive من الجزء الى الجزء أيضا وليس من النوع الاستقرائى inductive (أى من الجزء الى الكل) الذى تتسم به العينات الممثلة والعشوائية .

(٣) منهج دراسة الأصول الكليـــة :

البحوث التى تجرى على الأصل الكلى population تكـون أكثر فعالية مع أصول صغيرة ولهذا فنادرا ماتستخدم مع أصول كبيرة - بل ان من الصعب - وقد يصل الأمر الى درجة الاستحالة العادية والاقتصادية اجراء بحث يتناول جميع أفراد أو وحدات الأصل الكلى . ففى حالة الأصول الكبيرة يلعب الزمن المستغرق فى اجراء البحث وملاحظة أو قياس جميع وحدات الأصل دورا كبيرا فى خفض دقة القياس. فعلى مدى الفترة الزمنية الممتدة والمطلوبة لاجراء البحث قد تتغير خصائص بعض الأفراد بالنسبة للمتغير موضع الاهتمام ، كما أن مرور الوقت قد يعكس تغيرا فى الظروف التى يتعرض الأفراد الذين تتم ملاحظتهم فى بداية البحث وأولئك الذين يلاحظون فى مراحل تالية منه . ولهذا لانكاد نجد بحوثا من هذا القبيل ، وشاع استخدام منهج العينة بشرط أن تتوافر الافتراضات الأساسية للعينة الجيدة كما تناولناها فى القسم السابق .

بحوث التعـداد : الا أن هناك نوعا من البحوث يكاد يقتصر عليه استخدام منهج دراسة الأصول الكلية وهو مايسمى التعداد census وأشهر أمثلته التعداد العام للسكان والذى يشمل جميع الأشخاص الذين يعيشون فى حدود سياسية معينة . فلا نكاد نجد دولة حديثة لاتهتم بمعرفة عدد الأشخاص الذين يعيشون فيها ، وخصائصهم الاقتصادية والاجتماعية الأساسية ، ومدى تأثرهم بعمليات التغير الاجتماعى والبيولوجى (الولادة والوفاة) التى يتعرضون لها . وتؤلف هذه التعدادات مكونا جوهريا لعلم السكان . وقدتشمل وحدات أخرى غير الأشخاص كتعداد المصانع والمحاصيل الزراعية والتعدين والاسكان والمؤسسات التجارية . كما تجرى هذه التعدادات بعض مؤسسات الدولة ومن ذلك التعدادات التربوية التى تقوم بها الادارة المركزية للتعليم (الوزارة) أو اداراته المحلية .

ويرى (Taeuber, 1970) أن التعداد ممارسة انسانية

قديمة قد تمتد أصولها الى نشأة النظام الحكومى ذاته . ولايقدم لنا التاريخ معلومات كافية عن أول حاكم قام بمهمة تعداد السكان فى وطنه سواء للأغراض العسكرية أو لفرض الضرائب أو لتبرير التوسع الاقليمى . ومع ذلك فتوجد أدلة على أن تعداد السكان كان ممارسة مألوفة فى الحضارة المصرية القديمة ، كما استخدم فى حضارة اليابان القديمة ، وانتقل الى الفرس والعبرانيين واليونانيين والرومان . ومعظم هذه التعدادات المبكرة كانت تشمل قطاعات من السكان فقط ، وخاصة الرجال فى سن التجنيد . وكانت تعامل النتائج على أنها من أسرار الدولة .

ثم ظهرت بعد ذلك تعدادات لبعض وحدات الدولة . وكان أول اجراء لمثل هذا النوع من التعداد فى سويسرا على أساس الاقليم أو الكانتون فى القرنين الخامس عشر والسادس عشر الميلاديين . فقد شهد اقليم نورنبرج أول تعداد من هذا النوع عام ١٤٤٩م لتحديد مخزون الطعام المطلوب لمواجهة ظروف الحصار الاقتصادى . ومن المؤكد أيضا أن مدينة مدراس فى الهند أجرت تعدادا لسكانها وامكانياتهـا الاقتصادية فى عام ١٦٨٧م . الا أن التعداد بالمعنى الحديث فى أهدافه وطرقه لم يجر الا فى القرنين السابع عشر والثامن عشر فى المستعمرات البريطانية السابقة فى القارة الأمريكية .. وهى الممارسة التى استمرت بعد الاستقلال وتكوين الولايات المتحدة الأمريكية فى عام ١٧٧٦م .

وظهر أول تعداد دورى فى الولايات المتحدة أيضا ، فقد بدأ فى عام ١٧٩٠م واستمر بعد ذلك دوريا كل عشر سنوات ولم ينقطع أبدا . كما ظهر فى بريطانيا التعداد الدورى فى عام ١٨٠١م واستمر لكل عشر سنوات أيضا ماعدا تعداد عام ١٩٤١م الذى لم يتم بسبب ظروف الحرب العالمية الثانية . وهو النظام الذى يلتزم به تعداد السكان فى مصر .

أما اذا كان التعداد بالمعنى الذى يتناول الأفراد ـ كوحدات

منفصلة بدلا من التعامل مع الأسرة أو البيت household كوحدة - وهو المعنى الحديث لعلم التعداد - فان البداية فى هذه الحالة تعود الى منتصف القرن التاسع عشر ، وقد بدأ بهذه الطريقة فى مدينة بروكسل عام ١٨٤٢م ، ثم فى بلجيكا كلها عام ١٨٤٦م ، وفى مدينة بوسطون عام ١٨٤٥م ، ثم فى الولايات المتحدة كلها عام ١٨٥٠م، وهو الاجراء الذى يستخدم فى الوقت الحاضر .

ولكى نوضح طبيعة منهج دراسة الأصول الكلية فى صورة تعداد يمكن الاستفادة من تعريف الأمم المتحدة لهذا المنهج ، وخاصة فى تعداد السكان ، الذى ينص على أنه " عملية شاملة لجمع وتجميع أو تصنيف ونشر البيانات السكانية والاقتصادية والاجتماعية والتى تتوافر فى زمن أو أزمنة محددة لجميع الأشخاص الذين يعيشون قطر معين أو حدود اقليمية معينة (عن Taeuber, 1978) .

كما تحدد الأمم المتحدة ٦ خصائص جوهرية لبحوث التعداد على النحو الآتى :

(١) أن يتم تحت اشراف وطنى ، فلا يمكن أن يوفر المصادر الضرورية ويفرض التشريع المناسب الا حكومة وطنية .

(٢) أن يشمل حدودا محددة بدقة ، وبالطبع فان أى تغير فى الحدود يؤثر فى المقارنة بين التعدادات المتتالية ، واذا حدث فلابد من تقديره بوضوح وصراحة .

(٣) أن يتضمن جميع الأشخاص الذين يشملهم مدى التعداد دون تكرار أو حذف .

(٤) أن يتحدد وقت معين للتعداد ، وحينئذ فان الأشخاص الذين يولدون بعد هذا الموعد يستبعدون منه ، كما أن الذين يتوفون بعده لابد أن يدخلوا فيه .

(٥) أن يتيح الحصول على المعلومات اللازمة للتعداد منفصلة من كل

فرد • وهذا لايستبعد الحصول على معلومات من وحدات أكبر كالأسرة أو المدرسة أو المصنع • الا أن هذه لاتجمع الا لأغراض خاصة ، فالأصل دائما هو جمع المعلومات منفصلة من كل شخص باعتباره متميزا بذاته •

(٦) أن تنشر بيانات التعداد • فلم تعد هذه المعلومات فى الدولة الحديثة من أسرارها •وحسب معايير الأمم المتحدة لايعد البحث التعدادى كاملا مالم يتم نشره على الجميع •

طبيعة بحوث التعداد :

لعل مايجعل التعداد ينتمى الى فئة البحوث تحديد أهدافه • وفى هذا الصدد نشير الى أن هذه الأهداف تتحكم فيها حاجات الدولة أو المؤسسة التى تقوم به فى وقت معين • فالأسئلة ذات الأهمية الكبرى فى بلد معين قد تكون أقل أهمية فى بلد آخر ، وماله أهمية فى وقت معين فى البلد الواحد قد تقل أهمية فى وقت آخر أيضا ،ويتحكم فى ذلك كله الظروف التى تمر بها البلاد ، والمصادر البديلة للمعلومات ، والقدرة على تنظيم التعداد لتوفير المعلومات المطلوبة • ومع ذلك فقد أعدت الأمم المتحدة مجموعة من التوصيات للتعدادات السكانية القومية تشمل مايلى :

محل الاقامة ـ العلاقة بالأسرة أو البيت ـ الجنس ـ العمر ـ الحالة الزواجية ـ محل الميلاد ـ المواطنة ـ حالة العمل (عائل أو معول) ـ المهنة ـ الوضع المهنى ـ اللغة ـ الخصائص القومية والعرقية (للأقليات ان وجدت) ـ مستوى التعليم ـ سنوات التعليم ـ عدد الأطفال (لكل امرأة) •

أما بالنسبة للأقطار التى لاتستطيع شمول جميع هذه العناصر فقد اقترحت قائمة مختصرة تمثل الحد الأدنى وتشمل : الجنس ـ العمر ـ الحالة الزواجية ـ بعض الأدلة على النشاط الاقتصادى •

وكل عنصر يشمله التعداد يحتاج الى تعريف واضح محدد . كما أن بعض العناصر مثل الحالة الزواجية ونوع النشاط الاقتصادى ومستوى التعلم تنطبق على الأفراد دون غيرهم .

ويجب أن يشمل التعداد جميع الأشخاص الموجودين فى البلد أو الاقليم أو المؤسسة فى الوقت المحدد لجمع المعلومات . وفى التعداد العام للسكان يشمل ذلك أيضا جميع المواطنين المقيمين خارج الوطن اقامة مؤقتة أو طويلة الأمد فى نفس الوقت ، كما يجب أن يشمل الجماعات غير المستقرة كالبدو وعمال التراحيل .

وتوجد طريقتان أساسيتان لجمع معلومات التعداد هما : العد المباشر والعد الذاتى . وفى الطريقة الأولى يقوم فاحص (يسمى العداد) بجمع المعلومات مباشرة من الأفراد ، أما فى الطريقة الثانية فيتم ارسال استبيان الى الفرد يتضمن المعلومات المطلوبة ويطلب منه اعادته الى السلطة المسئولة من التعداد . وفى هذه الطريقة تقتصر مهمة الفاحص على توزيع الاستبيان وجمعه ، وقد يساعد على ملء بياناته ، ويعد مسئولا عن توافر الدقة فى بيانات الاستبيانات . وفى أقطار قليلة يطلب من الأفراد الذهاب الى أماكن محددة للتعداد . وفى حالات أقل يفرض حظر تجول وقت التعداد ، وحينئذ لايسمح للشخص بالتجول الا بعد أن يثبت أنه أدلى ببيانات التعداد . وفى معظم الحالات يقوم الفاحص (العداد) بالانتقال الى الأفراد ويجمع منهم البيانات مباشرة .

وتسن الدول التشريعات اللازمة والتى تنص على ضرورة ادلاء الأفراد بالمعلومات الكاملة والدقيقة كما تنص أيضا على سرية هذه المعلومات وعدم استخدامها فى أى أغراض أخرى غير أغراض البحث . الا أن التشريعات وحدها لاتكفى لتوفير جو الطمأنينة اللازم لدى المواطنين ، وظروف الثقة بينهم وبين مؤسسة جمع معلومات التعداد . وتدل الخبرات المتوافرة من التعدادات فى الدول النامية أن هذه المعلومات لايأخذها

الكثيرون مأخذ الاهتمام أو الجد . أضف الى ذلك أن الظروف الثقافية تلعب دورها فى توجيه الأفراد نحو الدقة أو عدمها فى الادلاء بالبيانات. ويعطينا متغير العمر مثالا واضحا على ذلك . فكثيرا مايقدم الأفراد بيانات غير صحيحة عن أعمارهم أو أعمار أبنائهم لأسباب مختلفة قد تكون موضوعية ناجمة عن عدم معرفة بالفعل للعمر الحقيقى (نتيجة لخلل نظم السجلات المدنية فى بعض الأقطار أو فى بعض الظروف التاريخية السابقة) أو بسبب الرغبة فى الحصول على مكانة عالية حين تكون لأصحاب الأعمار الكبيرة هذه المكانة فى المجتمع ، أو للحصول على مكاسب (كدخول الابن المدرسة أو التهرب من التجنيد الالزامى أو الحصول على مزايا الضمان الاجتماعى) . ومن الأمثلة الأخرى الأكثر خطرا متغير الدخل الاقتصادى .

ولابديل فى جميع الحالات عن توافر قدر كاف من الثقة العامة فى التعداد . فزيادة الثقة تؤدى الى دقة العائد . ويمكن زيادة هذه الثقة من خلال حملات اعلانية تشرح للناس أهمية بحوث التعداد وأهمية المعلومات التى تتوافر عنها للتخطيط والتنمية واعداد البرامج فى المجالات الاجتماعية والاقتصادية والثقافية المختلفة . مع التركيز على أن هذه المعلومات لن تستخدم فى غير الأغراض التى تجمع لها . وبالطبع فان نجاح أو فشل مثل هذه الحملات يتوقف على الجو العام للثقة المتبادلة داخل المجتمع الواحد أو المؤسسة الواحدة ، ثم ان نجاح أى حملة اعلامية من هذا القبيل فى توفير قدر من هذه الثقة قد يمتد بأثره الى مجالات أخرى .

ولتحسين نوعية النتائج التى يوفرها بحث التعداد تجرى بحوث كثيرة حول ثبات الاستجابة ودور الفاحصين (العدادين) وصياغة الأسئلة واتجاهات المستجيبين (المفحوصين) فى المواقف المختلفة . كما تبذل جهود كبيرة فى تدريب العاملين فى البحث وخاصة على معانى المفاهيم المستخدمة وطرق جمع المعلومات . أضف الى ذلك مايجب أن يتبع البحث من دراسة تقويمية له من حيث الاتساق الداخلى، واتساق

بياناته مع التعدادات السابقة ، واتساقها أيضا مع الاحصاءات الأخرى، ومنها التقديرات التى تتم مستقلة تماما عن التعدادات . وقد تتم مقارنة بعض بيانات التعداد ببيانات السجلات والوثائق ، كما قد يحتاج الأمر لاجراء مسوح أخرى باستخدام منهج دراسة العينة لمراجعة مدى شمول نتائج التعداد ودقتها .

ثالثا : تصنيف مناهج البحث حسب درجة التحكم فى المتغيرات المستقلة :

تصنف المتغيرات التى يتناولها البحث فى العلوم الانسانية والاجتماعية (وغيرها من البحوث العلمية بالطبع) الى فئتين رئيسيتين هما : المتغير التابع وهو المتغير الذى يصدر عن المفحوصين (المبحوثين) ويقوم الباحث بملاحظته أو قياسه وتسجيله ، والمتغير المستقل وهو المتغير التى يتحكم فيه الباحث ويعالجه سواء أكان داخل المفحوص أو خارجه . وسوف نتناول هذين النوعين من المتغيرات وغيرها بالتفصيل فيما بعد . الا أن مايهمنا هنا هو الاعتماد على درجة تحكم الباحث وتناوله ومعالجته للمتغيرات المستقلة فى تصنيف مناهج البحث . وفى هذا الصدد يمكن أن تصنف مناهج البحث الى ثلاثة فئات هى :منهج المتغير البعدى والمنهج شبه التجريبى ، والمنهج التجريبى حسب درجة تحكم الباحث فى التغير المستقل ابتداء من عدم التحكم على الاطلاق وحتى التحكم الشديد فيه .

(١) منهج المتغير البعدى :

يحث المتغيز البعدى ex post facto (أو منهج مابعد الواقعة) هو المنهج الذى لايكون للباحث أى دور فى التحكم فى المتغير المستقل أو توجيهه أو ضبطه أو معالجته أو تناوله . وينشأ عجز الباحث عن التحكم فى المتغير المستقل عن احدى حالتين : أولاهما وقوع المتغير المستقل بالفعل قبل اجراء البحث كقيام ثورة أو اندلاع حرب أو وقوع كارثة . أما الحالة الثانية أن يكون المتغير المستقل لايقبل بطبيعته

المعالجة والتحكم من الباحث كالجنس أو المستوى الاقتصادى الاجتماعى أو الذكاء . وحينئذ يمكن التوصل الى الاستنتاجات حول العلاقات بين المتغيرات دون تدخل مباشر من الباحث وانما من التغير المتلازم فى الحدوث بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

وفى منهج المتغير البعدى تقتصر مهمة الباحث على انتقاء (وليس معالجة) المتغيرات المستقلة الملائمة فى دراسة المتغير التابع موضع الاهتمام . أى أنه يفحص آثار معالجة حدثت بالفعل بشكل لايد له فيه ولا حيلة وذلك بعد هذا الحدوث ذاته . ولهذا السبب لايمكن افتراض وجود علاقة سببية بين المتغير المستقل والمتغير التابع . وفى مثل هذه البحوث اذا لم توجد علاقة بين المتغيرين فان ذلك بالطبع ينفى وجود علاقة سببية بينهما أما وجود علاقة بين المتغيرين فلايعنى بالضرورة وجود هذه العلاقة السببية .

ومن التصميمات التى تنتمى الى هذا النمط الأساسى تصميم مجموعة المحك criterion-group وفيه تتم المقابلة بين خصائص مجموعة معينة بخصائص مجموعة مضادة لها ، ولذلك يسمى هذا التصميم أحيانا بتصميم المجموعات المتضادة contrasted groups . ومن أمثلة البحوث التى تستخدم هذا التصميم تلك التى تقارن فى متغيرات تابعة معينة بين الأطفال غير الأسوياء (ضعاف العقول مثلا) كمجموعة محك و الأطفال الأسوياء ، أو بين المعلمين الأكفاء كمجموعة محك وغير الأكفاء ، أو بين الأسر المتماسكة كمجموعة محك والأسر المنهارة . وقد يسعى الباحث الى دراسة بعض العوامل المرتبطة بهذه المجموعات المتضادة لاستطلاع " الأسباب " التى قد يكون له بعض الأثر فى المتغير التابع موضع الاهتمام . وفى هذه الحالة يمكن دراسة العلاقة بين كل " عامل " من هذه العوامل والمتغير التابع .

(٢) المنهج الارتباطى :

فى للمنهج الارتباطى يحاول الباحث أن يحدد مدى التلازم فى

التغير بين متغيرين تابعين أو أكثر ، ومن ذلك مثلا دراسة العلاقة بين الاتجاهات الوالدية (كاتجاه الرفض) ونمو شخصية الطفل ، فمن الصعب ، ان لم يكن من المستحيل ، أن يطلب من بعض الأمهات أن يرفضن أبناءهن حتى يجرى الباحث تجربة كاملة عليهن وعلى الأبناء ، كما قد يصعب عليه أن يجد فى الحياة الاجتماعية العامة آباء يرفضون أطفالهم بحيث يصنفهم فى مجموعة فى مقابل مجموعة أخرى تقبل الأبناء حتى يجرى عليهم بحثا شبه تجريبى . ولهذا فان اجراء بحوث على مثل هذه المشكلات يكون من نوع مختلف تماما . ان الباحث قد يستخدم بعض الاستخبارات أو الاستفتاءات أو يجرى بعض المقابلات مع الأمهات ليتقصى الاتجاهات الوالدية لديهن ، وحينئذ قد يجد أن بعض الأمهات ترفضن أبناءهن سيكولوجيا كما يجد مجموعة أخرى مقارنة من الأمهات تقبلن أبناءهن . فاذا كان أطفال مجموعتى الأمهات متكافئتين تقريبا فى العمر الزمنى والذكاء والمستوى الاجتماعى والاقتصادى وغير ذلك من العوامل الدخيلة ، يمكن للباحث أن يقارن بين سمات الشخصية لدى مجموعتى الأطفال مما يعطى معلومات عن العلاقة بين درجة الاتجاه الوالدى الرافض وسمات شخصية الطفل . ويعد هذا البحث ارتباطيا لأن علاقة السبب والأثر فيه غير واضحة كما هو الحال فى البحث التجريبى وشبه التجريبى . ان نتائج هذا البحث التى قد تتمثل فى أنه مثلا كلما زاد رفض الأم للطفل تزداد عدوانية الطفل ، وتقل عدوانيته مع نقص رفض الأم للطفل لاتتضمن علاقة سببية مباشرة . فهل يؤدى رفض الأم للطفل الى زيادة عدوانيته ؟ أم أن عدوانية الطفل تؤدى بالأم الى رفضه ؟ أم أن كلا من رفض الأم وعدوانية الطفل يتأثران بعامل ثالث غير معلوم ؟ ان كل مانحصل عليه من معنى هو وجود علاقة بين المتغيرين .

وقد يتطلب المنهج الارتباطى قياس متغيرين على الأقل ثم تحديد درجة العلاقة بينهما . وفى هذه الحالة يمكن أن يجرى البحث الارتباطى على مجموعة واحدة . ومن ذلك مثلا أن يقيس الباحث عدد الساعات التى يخصصها الطالب ليلا للاستذكار المنزلى والدرجة التى يحصل عليها فى

الاختبارات التحصيلية ، ثم يحسب العلاقة بين المتغيرين بالنسبة لمجموعة من الأطفال . والأسلوب الاحصائي الذى يستخدم فى هذه الحالة هو معامل الارتباط ، والذى يحدد التغير الاقترانى بين المتغيرين ، والذى يتراوح بين العلاقات الموجبة الكاملة والعلاقات الموجبة السالبة الكاملة ، وبينهما توجد العلاقات الجزئية موجبة أو سالبة ، والعلاقات الصفرية (التى تدل على عدم وجود علاقة بين المتغيرين) . وبعبارة أخرى فان معامل الارتباط يتراوح بين + ١ ، - ١ . وعادة مايكون فى صورة كسر عشري ، وتوجد معادلات احصائية لحساب مقدار معامل الارتباط سوف نتناولها بالتفصيل فيما بعد .

وتدل العلاقة الموجبة (+ ١ وماهو أقل منها) على أن العلاقة طردية بمعنى أن الزيادة فى المتغير الأول تقترن معها زيادة فى المتغير الثانى ، والنقص فى المتغير الأول يقترن معه نقص فى المتغير الثانى. ومن ذلك العلاقة بين الذكاء والتحصيل المدرسى التى تكون عادة فى صورة معامل ارتباط مقداره (٨٥ر) مثلا.ومعناه أن الطفل الذكى يحتمل أن يزداد تحصيله والطفل الأقل ذكاء يحتمل أن يقل تحصيله . أما العلاقة السالبة (- ١ وماهو أكبر منها) فقد تدل على العلاقة العكسية . ومن ذلك العلاقة بين القلق والتحصيل المدرسى التى قد يصل معامل ارتباطهما الى (- ٦٥ر)ومعنى ذلك أن الزيادة فى القلق يحتمل أن ترتبط بالنقص فى التحصيل المدرسى ، والنقص فى القلق يحتمل أن يرتبط بالزيادة فى التحصيل المدرسى . وقد تكون العلاقة صفرا (أو مقدارا ليس له دلالة احصائية) . ومن ذلك العلاقة بين الذكاء وطول القامة اللذين يبلغ معامل ارتباطهما ٠٢٥ر مثلا (وهو معامل غير دال احصائيا ويعتبر صفرا بهذا المعنى). ومعنى ذلك أن الطفل الذكى قد يكون قصير القامة أو طويلها ، وكذلك الطفل الأقل ذكاء قد يكون أيضا طويلا أو قصيرا ، أى لاتوجد وجهة محددة لاتجاه العلاقة بين المتغيرين .

ولمعامل الارتباط جانب آخر هام وهو مقداره . فمعامل الارتباط البالغ ٩ر لايساوى معاملا آخر مقداره ٥ر أو ٢ر حتى ولو كانت جميعها

دالة احصائيا، فمقدار معامل الارتباط الذى يقترب من الواحد الصحيح يدل قوة العلاقة بين المتغيرين ، وكلما اقترب معامل الارتباط من الصفر دل ذلك على ضعف هذه العلاقة . وفى جميع الحالات علينا أن نضع البحث الارتباطى فى سياقه الصحيح ، أى أنه لايتضمن علاقة سببية وانما هو محض تغير اقترانى بين متغيرين . صحيح أنه توجد فى الوقت الحاضر محاولات لتوسيع أفق معامل الارتباط ليتضمن بعض المعانى السببية فيما يسمى تحليل المسار path analysis ، الا أن المنهج الارتباطى يظل على وجه الاجمال منهجا غير سببى .

(٣) المنهج شبه التجريبى :

حينما يستعصى على الباحث تطبيق المنهج التجريبى بمعناه الكامل فانه يحاول فرض قدر من التحكم على العوامل الدخيلة التى لها بعض الآثار المحتملة فى السلوك موضوع الاهتمام . ويوجد فى الوقت الحاضر عدة تصميمات من هذا القبيل تجمعها تسمية عامة هى " المنهج التجريبى " quasi-experimental "

لنفرض أن أحد الباحثين أراد أن يدرس أثر الحرمان من الأسرة فى النمو الاجتماعى للطفل . أن تطبيق المنهج التجريبى الكامل فى هذه الحالة يتطلب تقسيم المفحوصين من الأطفال عشوائيا الى نصفين أحدهما يظل يعيش مع أسرته بينما يودع الآخر فى احدى دور الرعاية وذلك طول فترة التجربة ، ثم تقارن المجموعتان فى النمو الاجتماعى . وبالطبع فان معظم الأسر ترفض أن تسمح لأطفالها بالمشاركة فى تجربة من هذا النوع. كما أن النظام الاجتماعى لايوافق على بنفصل الطفل عن والديه وأن يودع فى مؤسسة من أى نوع ، الا فى بعض الاستثناءات القليلة الشاذة فى التاريخ (معسكرات أسبرطة فى التاريخ القديم والكيبوتزاتالاسرائيلية فى التاريخ الحديث) ، بل ان مثل هذا الاجراء يستحيل حدوثه فى المجتمع الاسلامى الذى تضع شريعته الأسرة فى مكانة رفيعة من البناء الاجتماعى . ولهذا فلامناص من أن يلجأ الباحث عندئذ الى تصميم

شبه تجريبى . وفى هذه الحالة يقارن بين مجموعتين من الأطفال احداهما تعيش مع أسرها الطبيعية والأخرى تعيش فى أحد دور الرعاية (ملجأ أو مؤسسة اجتماعية أو مدرسة داخلية أو دار حضانة) نتيجة لظروفها الاجتماعية .

ومعنى ذلك أن شبه التجربة هى دراسة يلاحظ فيها الباحث نتائج حدث طبيعى أو قرار متصل بالسياسة الاجتماعية يفترض فيه أن له أثر على حياة الانسان ،ويشمل ذلك على سبيل المثال الرعاية الاجتماعية أو برامج ماقبل المدرسة فى دور الحضانة ورياض الأطفال أو التعليم فى المدارس الخاصة وغيرها . ويكون المتغير المستقل فى هذه الحالة هو الحدث أو الظرف الذى يفترض فيه أن تؤثر نواتجه على الذين يتعرضون له . والباحث هنا لايستطيع أن يتحكم فى المتغير المستقل ـ كما يفعل الباحث التجريبى ـ ويوزع المفحوصين على مختلف المعالجات ، فالتوزيع أحدثته الظروف المعتادة للحياة اليومية وعلى الباحث أن يدرس آثاره حينما وأينما تحدث بالفعل .

وتتفاوت البحوث شبه التجريبية فى الكيف . ولعل أفضل تصميمات هذا النوع من البحوث أن يختار الباحث لمجموعته الضابطة أفرادا من الذين يوضعون فى قوائم الانتظار للالتحاق بالبرنامج أو المعالجة موضع الاهتمام ، مثل قوائم الانتظار للالتحاق بالمدارس الخاصة أو دور الحضانة . ولعل هذا يوفر قدرا من القابلية للمقارنة بين المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية ، على الأقل فى متغير الرغبة فى المشاركة فى البرنامج أو المعالجة ان كانت لها جاذبية ، أو عدم الرغبة فى ذلك ان لم تكن لها هذه الجاذبية . وهذا أفضل بالطبع من اختيار المجموعة الضابطة من" غير الملتحقين بالمدارس الخاصة " أو " غير الملتحقين بدور الحضانة " ، وهم أولئك الذين لم يسع آباؤهم لالتحاقهم بالبرنامج . وفى هذه الحالة قد تكون هناك اختلافات جوهرية بين الآباء فى المجموعتين ، وقد تكون لمتغيرات أخرى مثل حجم الأسرة والدخل والمستوى التعليمى للوالدين أهمية أكبر من برنامج

دار الحضانة أو المدرسة الخاصة فى احداث الفروق بين مجموعات الأطفال . وهكذا تظل نتائج شبه التجربة مفتوحة لتفسيرات متعددة ، ولاتؤدى الى تحديد قوى لعلاقة السبب والأثر كما هو الحال فى المنهج التجريبى الكامل .

(٤) **المنهج التجريبى :**

التجربة هى نوع من الملاحظة المقننة أو المضبوطة ، الا أنها تتميز من محض الملاحظة فى أنها تتطلب تدخلا أو معالجة يقوم بها الباحث أو المجرب . فالمجرب هو الذى يصطنع أحد العوامل أو المتغيرات ويتحكم فيه ويعالجه ولهذا يسمى المتغير المستقل، ثم يلاحظ ماإذا كان عاملا أو متغيرا آخر (أو مجموعة أخرى من العوامل والمتغيرات) تختلف تبعا لاختلاف المتغير المستقل وكيف يحدث هذا الاختلاف ، ويسمى هذا العامل الآخر المتغير التابع، أما باقى العوامل والمتغيرات فيجب أن تظل ثابتة أى لايسمح لها بالتغير ، وفى هذه الحالة توصف هذه المتغيرات الدخيلة بأنها تم التحكم فيها حتى لاتتداخل فى تفسير النتائج . وقبل أن يقوم الباحث بتجربته عادة مايصوغ " فرضا" يتطلب الاختبار . ولكى نوضح ذلك نضرب المثال التالى: نفرض أن باحثا تجريبيا أراد أن يدرس آثار الدرجات المختلفة من الاحباط فى سلوك العدوان لدى الأطفال . فى هذه الحالة يكون الفرض هو أن زيادة درجة الاحباط تؤدى مقدار السلوك العدوانى لدى الطفل ، ويمكن للباحث أن يختبر هذا الفرض تجريبيا باستخدام ثلاث مجموعات من الأطفال يتعرض كل منها لظرف خاص أو معالجة خاصة : مجموعتان تجريبيتان ومجموعة ضابطة ، بحيث تتساوى المجموعات الثلاث تقريبا فى الخصائص التى لاتهم الباحث فى هذه التجربة ولكنها قد تؤثر فى التعبير عن العدوان مثل العمر الزمنى ومستوى التعليم والجنس والصحة والذكاء والمستوى الاقتصادى والاجتماعى ، وبعبارى أخرى فان الباحث يثبت هذه العوامل ، وعندئذ يمكنه أن يعالج على النحو الذى يشاء المتغير المستقل الذى يهتم به وهو مقدار الاحباط . وبعد ذلك

يمكنه أن يعرض المجموعات الثلاث لدرجات مختلفة من الاحباط ، فمثلا قد يعرض على المجموعة الأولى من الأطفال عددا من المشكلات التى تستعصى على الحل ويعطيهم تعليمات تتضمن وصف هذه المشكلات بالسهولة وقابليتها للحل ويطلب منهم أن يعملوا على حلها خلال فترة زمنية محددة ، وبهذا تتعرض هذه المجموعة لأكبر مقدار من الاحباط،والمجموعة الثانية قد تعرض عليهم مشكلات صعبة ولكنها تقبل الحل ويطلب منهم حلها فى نفس الفترة الزمنية ، وبالطبع فان هذه المجموعة تتعرض أيضا للاحباط ولكن بمقدار أقل . أما المجموعة الثالثة الضابطة فيطلب منها أداء أعمال سهلة لاتؤدى الى احباط . ويضع الباحث المجموعات الثلاث فى موقف اجتماعى أثناء حل المشكلات حتى يمكن ملاحظة وتسجيل سلوكهم العدوانى .

فى هذه الحالة يمكن للباحث أن يحدد ما اذا كانت زيادة درجة الاحباط تؤدى الى زيادة مقدار العدوان وهو مايتوقعه فرض البحث . وتتحقق صحة هذا الفرض اذا وجد الباحث أن المجموعة التى تعرضت لأكبر قدر من الاحباط سلكت سلوكا عدوانيا أكبر من غيرها والمجموعة الضابطة سلكت سلوكا عدوانيا أقل من غيرها .

والميزة الفريدة والهامة فى التجربة هى أنه حين يتم التحكم فى العوامل الدخيلة فان المتغير المستقل يؤثر تأثيرات واضحة لأن التغيرات فيه تنعكس بآثارها فى المتغير التابع وهو مايمكن البرهنة عليه مباشرة من نتائج البحث التجريبى . وبدون الاجراءات التجريبية يكون من الصعب الحكم على مدى اسهام جميع العوامل التى تؤدى الى نتيجة معينة أو تحدث أثرا خاصا حكما دقيقا . فمثلا نجد أن شدة الاستجابات العدوانية لدى الأطفال تتأثر بعوامل كثيرة مثل الجنس والمستوى الاقتصادى والاجتماعى وخبرات الاحباط السابقة ووجود سلطة الكبار أو عدم وجودها ثم الخوف من العقاب على السلوك العدوانى . والطبع يمكن للدراسات التى تعتمد على الملاحظة المباشرة أن تعطى بيانات هامة عن أثر هذه المتغيرات الا أن اجراء التجارب المضبوطة يعطينا

بيانات أكثر دقة ووضوحا • كما أن التفسير السببى لايزودنا بـه بوضوح الا المنهج التجريبى •

وتوجد تصميمات تجريبية عديدة سوف نتناولها فى موضعها من هذا الكتاب ، الا أن مايهمنا أن نشير اليه هو مسألة الضبط والتحكم التجريبى التى ترددت كثيرا فيما سبق • وأشهر الطرق لتحقيق ذلك مايسمى التوزيع العشوائى للمفحوصين على المعالجات التجريبية المختلفة • وهى طريقة تهيىء لكل مفحوص فرصة متساوية لأن يتعرض لأى معالجة أو شرط فى الموقف التجريبى دون أى قصد متعمد من الباحث • وبهذا يمكن للعوامل المختلفة التى قد تؤثر فى المتغير التابع أن تتوزع عشوائيا داخل كل شرط (أو معالجة) تجريبية وبين هذه الشروط أو المعالجات •

وعلى الرغم من أن المنهج التجريبى هو أقوى المناهج فى اختبار العلاقات السببية والتى تقود الى تفسيرات مقنعة فان فيه بعض المشكلات التى نلخصها فيما يلى :

(١) مجرد وجود المفحوص ضمن اجراء تجريبى قد يؤثر فى سلوكه ويجعله يفتقد التلقائية والطبيعية التى تميز طرق الملاحظة المباشرة واذا حدث ذلك فان نتائج التجربة لن تصدق على أحداث الحياة الواقعية •

(٢) البيئة " المعملية " المضبوطة المقننة التى عادة ماتجرى فيها البحوث التجريبية هى أيضا بيئة اصطناعية للغاية ومن المتوقع للمفحوصين أن يسلكوا على نحو مختلف فى مواقف الحياة الفعلية •ولهذا يجب ألا تنتقل نتائج بحوث العمل الى الميدان انتقالا مباشرا، وانما على الباحث أن يمر بخطوات عديدة فى سبيل ذلك • وقد عرضنا هذه الخطوات فى موضع سابق (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٨٤) •

وأجدى طرق التغلب على هذه المشكلة تصميم تجارب تبدو طبيعية

للمفحوصين ويمكن جعل الموقف التجريبى أكثر طبيعية للأطفال مثلا بأن تجرى التجربة فى موقف معتاد كالبيت أو المدرسة . كما أن الأطفال قد يسلكون على نحو أكثر طبيعية اذا قام والدوهم أو معلموهم بدور المجربين بدلا من وجود شخص غريب لايعرفونه بشرط تدريب هؤلاء على شروط التجربة واجراءاتها . كما يمكن عرض الموقف التجريبى على نحو يتفق مع ميول الأطفال كأن تعرض أسئلة اختبار الذكاء أو الابتكار عليهم على أنها نوع من الألعاب أو الألغاز بدلا من أن تكون أسئلة فى اختبار . كما يمكن للباحث اجراء تجربة ميدانية فى البيئة الطبيعية بالفعل التى تجعل الأطفال لايشعرون بأنهم موضع " تجربة " . وهذا الأسلوب يجمع بين مزايا الملاحظة الطبيعية والضبط الأكثر احكاما فى الموقف التجريبى .

(٣) التوزيع العشوائى للمفحوصين على مجموعات المعالجة يحدث فى بعضهم استجابات سلبية ازاء الموقف التجريبى ، وخاصة اذا كان على المفحوص أن يعمل مع مجموعة لايحب الانتساب اليها .ومعنى ذلك أن الباحث التجريبى عليه أن يتعامل مع مفحوصيه على أنهم بشر ، واذا نشأت مثل هذه المشكلات عليه أن يواجهها ويحلها فى الحال لا أن يتجاهلها ، لأن مثل هذه الاتجاهات السلبية لدى بعض المفحوصين قد يهدد صدق نتائج البحث .

(٤) الأجهزة والأدوات والمواد التى تستخدم فى الموقف التجريبى، وخاصة داخل المعمل قد تؤدى بالمفحوص الى الاعتقاد بأن عليهم أن يسلكوا على نحو معين . ومن ذلك مثلا أن يطلب منه حفظ مقاطع عديمة المعنى ، وهو مالايفعله عادة فى حياته اليومية .

(٥) توقعات المجرب قد تؤثر فى نتائج التجربة .فالباحث الذى يعتقد بشدة فى صحة فرضه فانه قد يلجأ ـ ولو عن غير قصد ـ الى تهيئة الشروط التى تدعم هذا الفرض . ولعل هذا يفسر لنا كثرة الفروض التى " تتحقق " فى بحوثنا العربية ، بينما نسبة كبيرة منها لا يتحقق

فى البحوث التى أجريت فى بيئات أخرى . بل لعل هذا يفسر لنا مانلاحظه على بعض الباحثين الذين يشعرون بالضيق والقلق حين لاتتحقق فروضهم . وهذا لون من الخطأ الفاحش فى فهم طبيعة البحث العلمى . لقد صارت الفروض عند بعض الباحثين جزءاً من نظامهم " العقيدى " لا قضايا تقبل الصحة والخطأ على أساس الأدلة والشواهد الموضوعية .

وللتغلب على هذه المشكلة يقترح علماء مناهج البحث المعاصرون استخدام أسلوب اجراء التجارب بطريقة " معماة " على الفاحصين، وفى هذه الحالة لايعلم الفاحصون ولا المفحوصون أى معالجة يشاركون فيها الا بعد انتهاء التجربة .

وبالرغم من هذه المشكلات تبقى للمنهج التجريبى قيمته العظمى فى تزويدنا بأدق فهم لعلاقات السبب ــ النتيجة فى دراسة السلوك الانسانى .

رابعاً : تصنيف مناهج البحث حسب أهداف الدراسة :

التصنيف الرابع لمناهج البحث فى العلوم الانسانية والاجتماعية الذى نقترحه فى هذا الكتاب هو حسب أهداف الدراسة التى يقوم بها الباحث ، وفى هذا الصدد يمكن التمييز خاصة بين أهداف الوصف والتفسير والتنبؤ والتحكم ونعرض فيما يلى مناهج البحث فى ضوء هذا التصنيف :

(١) المنهج الوصفى :

على الرغم من أن هدف الوصف هو أبسط أهداف العلم الا أنه أكثرها أساسية ، فبدونه يعجز العلم عن التقدم الى أهدافه الأعلى ،والمهمة الجوهرية للوصف هى أن يحقق للباحث " فهماً " أفضل للظاهرة موضع

البحث . ولذلك فالباحث فى علم نفس النمو مثلا عليه أن يجيب أولا على أسئلة هامة مثل : متى تبدأ عملية نفسية معينة فى الظهور ؟ وماهى الخطوات التى تسير فيها سواء نحو التحسن أو التدهور ؟ وكيف تؤلف مع غيرها من العمليات النفسية الأخرى أنماطا معينة من النمو ؟

خذ مثالا على ذلك : اننا جميعا نلاحظ تعلق الرضيع بأمه ، وأن الأم تبادل طفلها هذا الشعور ، والسؤال هنا : متى يبدأ شعور التعلق attachment فى الظهور ؟ وماهى مراحل تطوره ؟ وهل الطفل المتعلق بأمه تعلقا آمنا يكون أكثر قدرة على الاتصال بالغرباء أم أن هذه القدرة تكون أكثر لدى الطفل الأقل تعلقا بأمه ؟ هذه وغيرها أسئلة من النوع الوصفى .

ويجاب عن هذه الأسئلة بالبحث الامبريقى الذى يعتمد على الملاحظة المنظمة للسلوك الانسانى سواء كانت مقننة أو غير مقننة ، وتسجيل وتقدير هذه الملاحظات بدقة وموضوعية .

وكانت أقدم الملاحظات المنظمة المسجلة التى تتعلق بنمو الأطفال مثلا مايسمى " سير الأطفال " والتى ظهرت فى أواخر القرن الثامن عشر وفى القرن التاسع عشر ، وتتلخص فى وصف نمو طفل واحد (هو فى العادة ابن الباحث أو قريبه) فى محاولة لتتبع التغيرات فى النواحى الحسية والحركية واللغوية والقدرة العقلية . والواقع أن هذه الأعمال متحيزة وتعتمد على ملاحظات انتقائية وبالتالى لايمكن أن تعد من نوع الملاحظات العلمية ، ولكنها مع ذلك أثارت اهتماما كبيرا بدراسة الأطفال وأثارت المشكلات الجوهرية فى سيكولوجية النمو مثلا .

مع الاستمرار فى المثال الذى نحن بصدده من مجال سيكولوجية النمو نذكر أيضا أنه فى نهاية القرن التاسع عشر بدأ عالم النفس الأمريكى ج. ستانلى هول البحث بحثا منهجيا فيما أشار اليه باسم دراسة "محتويات عقول الأطفال " وقد طبق عدة استخبارات ـ وهى مجموعة من

الأسئلة يمكن الاجابة عنها كتابة من مجموعات كبيرة من الأطفال . وأعدت هذه الاستخبارات لجمع معلومات عن سلوك الأطفال والمراهقين واتجاهاتهم وميولهم . وقد كان غرض هول - مثل غرض كتاب سير الأطفال - وصف طبيعة " محتويات العقول " وصفا دقيقا ، وتشمل هذه المحتويات الأفكار والمشاعر والانفعالات . ويشمل هذا الوصف " لعقول " الأطفال من مختلف الأعمار وتحديد اتجاهات التغير مع زيادة العمر . .

. وبزيادة الاهتمام بالظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية ابتكر العلماء طرقا أفضل وجمعوا بيانات أدق تصف لنا الجوانب المختلفة لهذه الظواهر واستخدموا فى سبيل الوصول الى ذلك مختلف أدوات جمع البيانات كالملاحظة والاستبيانات والمقابلات والاختبارات حسب طبيعة الظاهرة ويسر أو عسر استخدام هذه الأدوات معها .

وتزودنا نتائج هذه البحوث الوصفية بثروة هائلة من الحقائق الجزئية التفصيلية . وبالطبع يصعب على المرء تذكر كل هذه التفاصيل. ولهذا السبب فانه من الملاحظات الجزئية المباشرة وغير المباشرة يمكن للوصف أن يترقى الى مستوى من التعميم يشمل مايسمى بناء المفاهيم concepts والتى تدل على فئات من هذه الملاحظات الجزئية يتم تصنيفها وعنونتها على أساس خصائصها المشتركة ،وحينئذ تظهر القوائم والجداول التصنيفية taxonomies المورفولوجية morphological (أشهرها فى الكيمياء جدول مندليف) . وتوجد فى العلوم الانسانية الحديثة قوائمها وجداولها أيضا ، لعل أشهرها فى علم النفس تصنيفات الدوافع وتصنيفات الانفعالات وفئات القدرات العقلية وسمات الشخصية . وقد استخدم فى كثير من تصنيفات هذه العلوم منهج التحليل العاملى الذى سنشير اليه فيما بعد فى هذا الكتاب .

والمنهج الوصفى يحاول الاجابة على السؤال الأساس فى العلم و ماذا ؟ أى ماهى طبيعة الظاهرة موضع البحث ، ويشمل ذلك تحليل بنيتها وبيان العلاقات بين مكوناتها . ومعنى ذلك أن الوصف يهتم

أساسا بالوحدات أو الشروط أو العلاقات أو الفئات (التصنيفات) أو الانساق التى توجد بالفعل . وقد يشمل ذلك الآراء حولها والاتجاهات ازاءها ، وكذلك العمليات التى تتضمنها والآثار التى تحدثها والمتجهات التى تنزع اليها ، ومعنى ذلك أن السؤال الوصفى قد يمتد الى تناول كيف تعمل الظاهرة . وبالطبع قد يمتد المنهج الوصفى بهذا المعنى الى الماضى (فى المنهج التاريخى) أو الى الحاضر (فى المنهج الامبريقي والذى يسمى حينئذ منهج المسح survey) أو الى المستقبل حين تصبح الدراسة المستقبلية محض وصف لما سوف يحدث .

ومن المهم أن ننبه هنا الى أن البحوث الوصفية تقريرية فى جوهرها ومهمة الباحث فيها أن يصف الوضع الذى كانت عليه الظاهرة أو التى عليها بالفعل أو التى ستكون عليها دون تدخل الأحكام القيمية ، فاذا أضاف الباحث هذا العنصر أصبح البحث من نوع بحوث التقويم التى سوف نتناولها فيما بعد .

(٢) المنهج التفسيرى :

الهدف الثانى للعلم هو التعمق فيما وراء الظواهر التى تقبل الملاحظة ، والبحث عن أسباب حدوثها . والتفسير يعين الباحث على تعليل الظواهر موضع البحث من خلال الاجابة على سؤال : لماذا ؟ بينما الوصف كما قلنا يجب على السؤال : ماذا ؟ وكيف ؟

رغم أن الوصف ظل هدفا سائدا فى ميادين العلوم الانسانية لسنوات طويلة فان البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الحالية تركز على الهدف الثانى وهو التفسير . ومن ذلك أن يسأل الباحث أسئلة مثل : لماذا يتخلف الطفل فى المشى أو يكون أكثر طلاقة فى الكلام ، أو أكثر قدرة على حل المشكلات المعقدة بتقدمه فى العمر؟ والى أى حد ترجع هذه التغيرات الى " الفطرة " التى تشمل الخصائص

البيولوجية والعوامل الوراثية ونضج الجهاز العصبى ؟ والى أى حد ترجع الى " الخبرة " أى التعلم واستثارة البيئة ؟

والاجابة على مثل هذه الأسئلة تتطلب من الباحث أن يتوجه ببحثه وجهة تفسيرية ٠ ويسير ذلك فى اتجاهين أحدهما يجيب على السؤال لماذا تحدث الظاهرة ؟ ، وثانيهما لماذا تستمر هذه الظاهرة فى الحدوث ؟ وعادة ماتبدأ الاجابة فى بعض العلوم الانسانية بتقصى الدور النسبى للفطرة (الوراثة) والخبرة (البيئة) ٠

فمثلا اذا كان الأطفال المتقدمون فى الكلام فى عمر معين يختلفون فى وظائف المخ عن المتخلفين نسبيا فيه نستنتج من هذا أن معدل التغير فى اليسر اللغوى قد يعتمد على الوراثة ٠ أما اذا كشفت البحوث من أن الأطفال المتقدمين فى الكلام يتلقون تشجيعا أكثر على انجازهم اللغوى ويمارسون الكلام أكثر من غيرهم فاننا نستنتج أن التحسن فى القدرة اللغوية لدى المجموعة الأولى يمكن أن يعزى - جزئيا على الأقل - الى الزيادة فى الاستثارة وفى ممارسة الكلام ٠

وفى الأغلب نجد أن من الواجب علينا لتفسير الظواهر أن نستخدم المعارف المتراكمة فى ميادين كثيرة من العلوم مثل نتائج البحوث فى مجالات التعلم والادراك والدافعية وعلم النفس الاجتماعى وسيكولوجية الشخصية والوراثة وعلم وظائف الأعضاء والانثروبولوجيا وعلم الاجتماع٠

واليك بعض الأمثلة على العلاقات بين هذه الموضوعات المتعددة ، فبعض الخصائص مثل المظهر الجسمى ومعدلات النمو الجسمى والذكاء وبعض صور الضعف العقلى والمرض العقلى تتحدد جزئيا بالوراثة ، ولكى نفهم هذه النواحى فهما كاملا فان الباحث فى علم النفس يحتاج الى بعض المعلومات من علم الوراثة ٠ كما أن التغيرات الجسمية والسلوكية السريعة التى تحدث فى فترة المراهقة تتحدد كثيرا بعمليات فسيولوجية أساسية منها نشاط الغدد الصماء والكيمياء الحيوية لجهاز الدم فى

الجسم ، ولبحث هذه الظواهر يجب على الباحث أن يحصل على نتائج علم الفسيولوجيا وعلم الغدد الصماء . ومن البحوث التى تجرى فى ميدان طب الأطفال نحصل على معلومات هامة من تأثيرات المرض وسوء التغذية والعقاقير فى النمو الجسمى والنفسى . كما أسهم الطب العقلى فى معرفتنا بالكيفية التى تؤثر بها خبرات الطفولة المبكرة فى السلوك المرضى للأطفال والمراهقين والراشدين .

وكثير من دوافع الشخص ومشاعره واتجاهاته وميوله تتكون وتتغير الى حد كبير بتأثير الجماعة التى ينتمى اليها سواء كانت طبقة اجتماعية أو مجموعة دينية أو جغرالية أو عنصرية . وقد قدم لنا علم الانثروبولوجيا وعلم الاجتماع معلومات هامة عن آثار عناصر البيئة الاجتماعية فى نمو الشخصية وفى النمو الاجتماعى للانسان .

ومن الواضح من هذا كله أن الفهم الشامل لسلوك الانسان والتغيرات النمائية والميكانيزمات والعمليات المحددة له تتضمن تكامل أنواع عديدة من البيانات التى نحصل عليها من مصادر متعددة للمعرفة العلمية .

وقد تطورت العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية تطورا سريعا وكبيرا فى السنوات الأخيرة ومع ذلك لاتزال توجد ميادين عديدة فيها تعوزنا فيها المعلومات الدقيقة ، ومن ذلك أنه توجد نظريات عن آثار الطرق الوالدية فى تربية الأطفال على شخصيات هؤلاء الأطفال ، ولكن لم يكتمل لدينا الدليل الذى يدعم هذه النظريات . ومن ذلك أيضا أن المراحل التى تؤدى الى نمو قدرة الشخص الراشد على التفكير وسلوك حل المشكلة أمكن وصفها بالتفصيل ولكننا لم نفهم بعد فهما كاملا العوامل التى تؤدى الى الانتقال من مرحلة نمو عقلى الى أخرى . ويوجد فى الوقت الحاضر برامج علمية لاجراء بحوث كثيرة ومثيرة حول هذه المشكلات وغيرها ، الا أنه بالنسبة لجوانب عديدة من السلوك الانسانى لازالت المشكلات صعبة الدراسة ان لم تكن مستحيلة .

وحتى يمكننا الحكم على نتائج البحوث التى تجرى فى ميادين العلوم الانسانية والاجتماعية يجب أن نميز دائما بين الوصف والتفسير . فالظواهر يجب أن توصف قبل أن تفسر ، ولكن الوصف فى حد ذاته لايعطينا تعليلا يوضح لماذا تحدث الظاهرة أو يشرح العوامل أو المحددات التى تؤثر فيها . خذ مثلا اذا وجد الباحث أن الطفل من سن سنتين يميل الى أن يصبح أكثر ميلا الى السلوك السلبى والمعارضة من طفل سن ٣ سنوات . هذه النتيجة هى مجرد وصف ، ولاتعطى أى معلومات عن الأسباب التى تحدد معارضة الطفل . وأخطر مافى الأمر فى هذا المثال أن يميل المرء الى تفسير سلوك هذا الطفل فى ضوء العمر الزمنى وحده ، وكأنه بذلك يقول : أن الطفل يميل الى المعارضة لأن عمره سنتان ، وهذه العبارة ليست دقيقة كما أنها ليست مقنعة علميا .

والمنهج التفسيرى يعتمد فى جوهره على تكوين شبكة من علاقات السبب والأثر . وبعض التفسيرات المبدئية شأنها شأن الأوصاف المبدئية تنتمى الى فئة الفروض التى يقترحها الباحث ثم يختبرها فى ضوء البيانات التى يجمعها بالطرق الملائمة . فاذا تأكدت صحة الفرض وتأيد ذلك من تكرارات عديدة للبحث قام بها باحثون مستقلون ينتقل الى مستوى القانون العلمى . وبالطبع فان قوانين العلم تتعدى حدود الملاحظة والادراك الحسى ، وحدود التصنيف معا . ويبدأ القانون حين يتم الربط بين مفهومين أو أكثر بعلاقة من نوع ما . وينشأ عن ذلك تكوين مايسمى المبادىء أو التعميمات أو القواعد . ويلعب الدور الأعظم فى بناء القوانين فى هذا المستوى عمليات معرفية راقية عند الانسان كالاستنباط ، وتستخدم مناهج فى التفكير متميزة كالمنهج الفرضى الاستنباطى ، كما قد يتم تركيب عدة علاقات من هذا القبيل لبناء مايسمى الأنساق أو النظم أو المنظومات .

وقد تكون قوانين العلاقات هذه محض قوانين وصفية (أو مايمكن أن نسميه قوانين لا تفسيرية) وأغلب قوانين الادراك فى علم النفس من هذا القبيل . الا أن كثيرا من قوانين العلاقات يعد من النوع

التفسيرى أى يهتم بالعوامل factors (التى تتضمن مبدأ الاقتران أو الارتباط) أو الأسباب reasons . والأسباب فى العلم من نوعين : شروط conditions (وهى الأسباب الضرورية necessary) ، وعلل causes (وهى الأسباب الكافية sufficient) .

ولأن قوانين العلم تفسيرية فانها فى جميع الأحوال تتضمن قدرا من الخطأ سواء كانت هذه القوانين لا سببية (عاملية) أو سببية (شرطية أو علية) . وقد تدخل على القوانين اللاسببية ،حين تستخدم فى أغراض التحكم والتنبؤ ، بعض التعديلات التى تتضمن مكونات سببية لم تكن فيها . وفيها تتم المعالجة فى بعض المتغيرات المرتبطة بالقانون موضع الاهتمام ، بشرط أن تكون العلاقة واضحة وتكون مجموعة المتغيرات تحت المعالجة التجريبية من قبيل" الأسباب "، فاذا تغيرت قيمتها بطريقة معينة ينتج أثر معين على نحو ثابت وبطريقة متميزة دون احداث تأثير له قيمته فى " السبب " . الا أن هذا لايكفى للقول بأن القانون اللاسببى أصبح يعبر عن علاقة سببية الا اذا كانت العلاقة ذات اتجاه واحد unidirectional وليست من النوع الذى يمكن قلبه أو عكسه reversal (أى علاقة ذات اتجاهين) . فاذا عولج الأثر على أنه " سبب " وأدى الى نتيجة مختلفة كانت العلاقة من النوع الأول (أى ذات الاتجاه الواحد) ، أما اذا أدت هذه المعالجة الى نفس النتيجة ظلت العلاقة من النوع الثانى (أى ذات الاتجاهين).

والواقع أن معظم قوانين العلوم الانسانية والاجتماعية التى تنتمى الى هذه الفئة ليست من النوع السببى ، لأن معظمها ارتباطات من نوع الاعتماد الوظيفى المنتظم ، أى أنها لاتتغير اذا حل "السبب" و " الأثر " كل منهما محل الآخر . ومن أمثلة ذلك العلاقة بين القلق والتحصيل المدرسى ، وقوانين التعزيز بصيغها المختلفة فى التعلم .

واذا كانت القوانين السببية نادرة فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فالأكثر ندرة القوانين العلية causal . فمعظم

بحوثنا - وفى حدود امكاناتنا البشرية ووسائلنا فى المعرفة والبحث والاكتشاف - لاتتعدى ، وفى حالات نادرة ، حدود العلاقات الشرطيــة (أى تحديد الأسباب الضرورية) أما صياغة العلاقات العليــة (أى تحديد الأسباب الكافية) فيبدو لنا أنها تتعدى حدود النطاق البشرى - ليس فى البحوث الانسانية وحدها وانما فى مختلف فروع العلم والمعرفة . وهذا هو السبب فى أن جهود العلم فى مختلف العصـور هى سعى نحو " كمال " المعرفة (فى صورة علاقات علية) وليست وصولا اليه ، وهذا هو جوهر طبيعة العلية أو السببية فى العلوم والتـى أدى عدم التنبه اليها الى مشكلات حادة فى فلسفة العلم لايتسـع المقام لتناولها (راجع فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

(٣) المنهج التحكمــى :

الهدف الثالث من أهداف الدراسة العلمية للسلوك الانسانى فـى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية هو السعى نحو التحكم فيــه حتى يمكن ضبطه وتوجيهه والتنبؤ به . ولايمكن أن يصل العلم الـى تحقيق هذا الهدف الا بعد وصف جيد لظواهره وتفسير دقيق صحيح لها من خلال تحديد العوامل المؤثرة فيها . لنفرض أن البحث العلمى أكـد لنا أن التاريخ التربوى الخاطىء للطفل يؤدى به الى أن يصبـح بطيئا فى عمله المدرسى ، ثائرا متمردا فى علاقاته مع الأفراد . ان هذا التفسير يفيد فى أغراض العلاج من خلال تصحيح نتائج الخبـرات الخاطئة ، والتدريب على مهارات التعامل الاجتماعى مع الآخريـن ، فائدته فى توقع حدوث هذا السلوك فى المستقبل (التنبؤ) .

ولعل هذا الهدف يقودنا الى مهمة عاجلة للعلوم الانسانيــة ، وهى مهمة الرعاية والمساعدة من أجل التوجيه والتحكم والضبط لسلـوك الانسان . فالمتخصص فى علم النفس أو علم الاجتماع يريد أن يقـدم المعرفة للجميع ، وهو لايستطيع ذلك الا اذا توافر له من الفهـم من خلال الوصف والقدرة على التعليل من خلال التفسير مايمكنه مـن

اقتراح نوع الرعاية المناسبة . وبالطبع فان الرغبة فى المساعدة والرعاية يشترك فيها المتخصصون فى العلوم الانسانية مع ملايين غيرهم منهم الآباء والأمهات والمعلمون والأطباء والممرضون والدعاة والوعاظ . ومهمة هذه العلوم أن تقدم لهؤلاء وغيرهم الفهم الواضح والتعليل الدقيق لظواهر السلوك الانسانى حتى تكون الرعاية أكثر جدوى وفى الاتجاه الصحيح .

وتجب الاشارة هنا الى أن بحوث التقويم evaluation تنتمى فى جوهرها الى هذا المنهج التحكمى.ومن ذلك أن يكون الهدف من البحث الحكم على الظاهرة موضوع البحث فى ضوء محكات معينة كمدى تحقيق هذه الظاهرة لأهدافها (كالخطة الخمسية فى الاقتصاد ، أو منهج المدرسة الابتدائية فى التربية) أو مدى الفائدة الاجتماعية لها ، أو نطاق مرغوبيتها ، أو درجة فعاليتها وانتاجيتها . وبالطبع لايكون البحث تقويميا كاملا الا اذا أضاف الى الحكم على الظاهرة الاجراءات العملية التى يمكن اجراؤها لتحسين الظروف التى تهيىء للظاهرة أفضل السبل للوصول الى المحك المختار فى تقويمها .. أما اذا اقتصر البحث على مجرد الحكم على مدى توافر محك معين فى الظاهرة فان البحث حينئذ لايتعدى مستوى التقييم valuation (فؤاد أبو حطب ، سيد عثمان ، آمال صادق ، ١٩٨٧) .

ويجب أن ننبه الى أن التحكم ليس مشابها من الوجهة الابستمولوجية للتفسير (أو الوصف) . فالتحكم يتضمن قدرا من عدم اليقين أكبر منهما . فاذا كانت الأوصاف لاتكون كاملة أبدا والتفسيرات ليست نهائية مطلقا،فانه ينشأ من عدم اكتمالهما قدر كبير من عدم اليقين عند التحكم (والتنبؤ أيضا) الذى يعتمد عليهما . وبالاضافة الى ذلك فان التحكم والتنبؤ من خصائصهما العجز فى كثير من الأحيان عن الادراك القبلى لما يمكن أن يحدث من جديد وهام وغير متوقع . وحكمة الانسان فى أغلبها هى من نوع الادراك المتأخر hindsight (أى بعد انقضاء الأحداث) أكثر منها من نوع النظر foresight (أى قبل حدوثها) (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

خامسا: أنواع أخرى من مناهج البحث :

(١) المنهج الارتقائى (المقارنة فى النمو والتغير) :

يلاحظ على جميع المناهج السابقة أنها تقصر اهتمامها على النظر الى سلوك الانسان فى وقت معين ، الا أن البحث فى النمو يحتاج بالاضافة الى ذلك الى تحديد كيف يتغير السلوك الانسانى عبر الزمن . ولهذا كان لابد من ابتكار منهج يتفق مع هذه الضرورة ، ومن هنا كان ظهور المنهج الارتقائى فى هذا الميدان .

والمنهج الارتقائى يتضمن فى جوهره دراسة الأفراد أو المؤسسات أو الثقافات عبر الزمن وعلى افتراض أنه توجد أدلة على التغير خلال مدى زمنى معين ، وفى هذا يعتبر الزمن المتغير التقليدى الذى يتحدد من خلاله مسار النمو والتغير . الا أن مايجب أن ننبه اليه ضرورة التمييز بين المظهر والجوهر ، فالزمن نفسه لايزودنا بأية معلومات عن أسباب التغيرات التى تحدث معه، على الرغم من أننا يجب أن نعترف بأن هذا الأمر لم يشغل بال معظم الباحثين فى ميدان دراسة النمو .

ويمكن أن نميز فى هذا الصدد ثلاث مشكلات جوهرية تمثل مرتكزات بحوث النمو من حيث علاقتها بالزمن ، وهى :

(١) تحديد درجة التحسن أو الاستقرار أو التدهور التى تحدث مع الزمن.

(٢) تحديد نوع العوامل المسئولة عن هذا التحسن أو الاستقرار أو التدهور حين يلاحظ ، وهل تعد من نوع العوامل الداخلية أو الخارجية ؟

(٣) تحديد طبيعة البيئة التى يحدث فيها التغير والتى تختلف فى جوهرها من زمن لآخر ، ففى سيكولوجية النمو مثلا نجدها عند الأطفال غيرها عند المراهقين أو الشباب أو الراشدين أو المسنين .

وهذه المشكلات الثلاث تستثير الاهتمام بطبيعة الصعوبات المنهجية . ونتناول فيما يلي هذه الصعوبات مصنفة تبعا لطرق البحث المستخدمة فى مجال معين وهو مجال علم نفس النمو .

(أ) المنهج الطولى (التتبعى) :

المنهج الطولى longitudinal هو الطريقة التى تحمل المعنى الأساسى للنمو والتغير بطريقة مباشرة وفيه تتم متابعة نفس العينة من الأفراد التى تكون من نفس العمر لحظة البدء فى البحث وإعادة ملاحظتهم عدة مرات على فترات زمنية مختلفة ، وهذه الفترات تختلف حسب طبيعة البحث وظروفه وامكانات الباحثين . وبالطبع فان هذه الطريقة لاتتداخل فيها الفروق بين الأجيال والفروق داخل الجماعات مع فروق العمر . ومن ناحية أخرى فان هذه الطريقة تسمح للباحثين بدراسة التغير داخل الفرد وبين الأفراد مع الزمن .

ومع هذه المزايا الظاهرة للطريقة الطولية الا أن لها مشكلاتها أيضا التى نلخصها فيما يلى :

(١) النقصان التتابعى للعينة : فلاشك فى أن البحث الطولى يستغرق فترة طويلة نسبيا من الزمن ، ولهذا نتوقع أن يتناقص عدد المفحوصين تدريجيا ، ولذلك فان المتابعات المتأخرة لنفس العينة نجدها تتم على أعداد قليلة الى حد كبير لو قورنت بالحجم الأصلى لهذه العينة حين بدأ البحث منذ سنوات سابقة . وهذا التسرب فى العينة لايتم بطريقة عشوائية. فالمفحوصون الذين يستمرون فى المشروع التتبعى حتى نهايته هم فى العادة الذين يتسمون بأنهم أكثر تعاونا ودافعية ومثابرة وكفاءة من أولئك الذين يتسربون عبر زمن البحث . وعلى هذا فانه عند نهاية أى دراسة طولية نجد أن المتبقى من عينة المفحوصين قد يكون متحيزا على نحو يجعل من الصعب مرة أخرى الوصول الى تعميمات واستنتاجات من هذه العينة الى الأصل الكلى .

(٢) العوامل الانتقائية : فالأفراد الذين يشاركون فى البحث - ويستمرون فى هذه المشاركة لعدة سنوات - يتم انتقاؤهم تبعا لعوامل تحكمية وليست عشوائية ومن ذلك استقرار محل الاقامة، والتعاون المستمر مع الباحث . وبالطبع فان المفحوصين الذين يتم انتقاؤهم بهذه الطريقة قد يظهرون خصائص أخرى ترتبط بالمستوى الثقافى والميول والاتجاهات بل والظروف الطبيعية والصحية . ولهذا فان عينات البحوث الطولية قد تكون متحيزة وليست عشوائية ، فقد تكون أعلى نسبيا من المستوى العام للأصل الاحصائى السكانى . وقد يكون العكس صحيحا بالنسبة للأفراد الذين يقيمون فى المؤسسات (الأطفال والمراهقون فى الملاجئ والراشدون الذين يقيمون فى بيوت المسنين) . فأطفال ومراهقو الملاجئ والاصلاحيات يمثلون مستوى أدنى من الأصل الاحصائى العام ، بينما راشدو دور المسنين قد يكونون من مستويات اقتصادية واجتماعية عالية نسبيا اذا كانت هذه البيوت تديرها جمعيات خاصة ، وقد يكونون من مستويات دنيا اذا كانت من النوع الذى تديره هيئات حكومية للايواء العام ، وفى الحالتين يصعب تعميم نتائج البحوث الطولية على المجتمع الأصلى . ومع ذلك فان لهذه البحوث فائدتها اذا تم توصيف الأصل المشتقة منه العينات توصيفا دقيقا .

(٣) أثر اعادة الملاحظات : توجد مشكلة منهجية ثالثة فى البحوث الطولية تتمثل فى الأثر المحتمل الذى تحدثه المشاركة المستمرة فى سلوك المفحوص . فالممارسة المتكررة للاختبارات وزيادة الألفة بفريق البحث ، والتوحد باحدى الجماعات لفترة طويلة نسبيا من الزمن ، هى جماعة البحث ، وغير ذلك من ظروف البحث الطولى التتبعى ذاته ، قد تؤثر جميعا فى أداء المفحوص فى الاختبارات وفى اتجاهاته ودوافعه ، وفى توافقه الانفعالى ، وغير ذلك من جوانب السلوك .

(ب) المنهج المستعرض :

يعتمد المنهج المستعرض cross-sectional على انتقاء عينات مختلفة من الأفراد من مختلف الأعمار ، ثم تطبق عليهم عدة مقاييس يفترض فيها التكافؤ ، وتقارن أداءات العينات المختلفة فى كل مقياس على حدة ، وتتم هذه المقارنات فى ضوء متوسطات العينات . وتفترض هذه الطريقة أن المتوسطات توضح مسار النمو العادى وتقترب بنا الى حد كبير من الدرجات التى نحصل عليها لو أجرينا البحث على أفراد من عمر معين ثم أعيد اختبارهم تتبعيا عدة مرات حتى يعلوا الى أعمار معينة (كما هو الحال فى الطريقة الطولية) . الا أن هذا الافتراض موضع شك على الأقل بالنسبة لبعض الأفراد الذين يتم اختبارهم بالطريقة المستعرضة للأسباب الآتية :

(١) العوامل الانتقائية فى العينات المختلفة : فجماعات العمر المختلفة قد لايكون بينها وجه للمقارنة نظرا لآثار العوامل الانتقائية المتتابعة ، فطلبة الجامعات أكثر انتقائية من طلبة المدارس الثانوية ، وأولئك أكثر انتقائية من تلاميذ المدارس الاعدادية والابتدائية ،وذلك لأن الطلاب الأقل قدرة يتم استبعادهم خلال مسار العمل التعليمى . وهكذا فان المتوسط المرتفع لطلاب الجامعات قد ينتج عن عمليات التصفية هذه . ولذلك لكى تستخدم هذه الطريقة بفعالية أكثر فى بحوث النمو لابد أن تشتق العينات من الأصول الاحصائية العامة للسكان من مختلف الأعمار وليس من الأفراد من مؤسسات تعليمية أو مهنية معينة.وتمثل هذه المسألة احدى عوائق البحث الكبرى فى بحوث الراشدين خاصة . فجميع جماعات الراشدين باستثناء الجيش ، منتقاة على نحو من الأنحاء : الجماعات الدينية ، وجماعات الأندية وأعضاء النقابات والاتحادات ، وبيوت المسنين .

(٢) اللاتاريخية : تفتقد هذه الطريقة المعنى التاريخى الذى هو جوهر البحث فى النمو ، فالطريقة كما هو ملاحظ تقتصر على دراسة الفرد الواحد فى لحظة زمنية معينة ، وبالتالى لاتوفر لنا معلومات

عن السوابق التاريخية للسلوك ، أى الخبرات المبكرة التى تؤثر فى السلوك موضع البحث ، كما لاتقدم لنا شيئا من المعرفة عن مدى استقرار السلوك أو عدم استقراره فى الفرد الواحد ، ويرجع ذلك فى جوهره الى أن التصميم المستعرض يوفر لنا معلومات عن الفروق الجماعية أكثر مما يقدم أية معلومات عن النمو داخل الفرد .

(٣) اختلاف رصيد الخبرة : قد لايكون هناك وجه للمقارنة بين أرصدة الخبرة المختلفة عند جماعات الأعمار المختلفة .فمن المستحيل الحصول على عينات مختلفة الأعمار ونفترض أنها عاشت فى ظروف ثقافية موحدة ولذلك نجد من المعتاد المقارنة بين جماعات عمرية تفصل بينها أجيال مختلفة ، كما هو الحال فى بحوث الأطفال والمراهقين والراشدين . فمثلا لايستطيع أحد أن يعزى الفروق بين من هم اليوم فى سن الأربعين ومن هم الآن فى سن ١٥ أو ٨ الى عوامل تتعلق بالعمر أو النمو وحدهما ، فعندما كان الأفراد الذين هم الآن فى سن الأربعين فى سن الخامسة عشرة أو الثامنة كان التعليم أكثر تواضعا والفرص المتاحة للأطفال والشباب أقل تنوعا ، والاتجاهات الاجتماعية أكثر اختلافا ومعنى هذا أن الاختلافات بين مجموعات العمر قد ترجع فى جوهرها الى ظروف متباينة نتيجة للتغيرات الثقافية والحضارية . وبالتالى لايمكن الجزم بأن التغير المشاهد يرجع الى العمر وحده .

(٤) المقارنة الجماعية : لاتسمح الطريقة المستعرضة ـ كما أشرنا ـ الا برسم منحنيات المتوسطات . والسبب فى هذا أن الأشخاص مختلفون فى كل مستوى عمرى من مستويات البحث ، ويستحيل فى هذه الحالة رسم المنحنيات الفردية . وبالطبع فان مثل هذا الاجراء قد يخفى اختلافات هامة بين الأفراد من ناحية وداخل الأفراد من ناحية أخرى . وقد ينشأ عن رسم المنحنيات الجماعية (على صورة متوسطات) أن تتلاشى هذه الاختلافات أو تزول ، ولهذا قد يكون منحنى المتوسطات الناجم مختلفا اختلافا بينا عن منحنى النمو لكل فرد على حدة . ومن أشهر النتائج التى توضح لنا خطورة هذه المسالة دراسة النمو الفجائى

الذى يسبق المراهقة . فمنحنيات النمو الفردية بالنسبة لكثير من السمات الجسمية تكشف عن زيادة فجائية تطرأ على معدل النمو الجسمى قبيل البلوغ ، ولما كان الأفراد يختلفون فى سن البلوغ فان هذه الوثبة تحدث فى فترات مختلفة لكل فرد على حدة وبالتالى فى المنحنيات الفردية للأفراد المختلفين ، فاذا رسمت منحنيات متوسطات نجد أن هذه الاختلافات الفردية يلغى بعضها بعضا ، ونجد المنحنى الناجم لايكشف عن هذه الزيادة الفجائية ، الا اذا اشتملت عينة الدراسة على عدة أفراد يصلون الى البلوغ فى نفس السن ، وهو احتمال لايحدث الا اذا كانت العينات ممثلة تمثيلا جيدا للأصل الاحصائى السكانى العام .

وبالرغم من مشكلات الطريقة المستعرضة الا أنها الأكثر شيوعا فى بحوث المقارنات بين الأعمار ربما لسهولتها النسبية .

(ج) منهج التحليل التتابعى :

يبدو من مناقشتنا السابقة أنه حتى لو توافر لنا الوقت والامكانات لاستخدام أى طريقة من الطريقتين السابقتين فان ذلك لايوفر لنا حلا كافيا لمشكلات البحث فى هذا الميدان . ولهذا السبب اقترح بعض الباحثين نموذجا يجمع بين مزايا المنهج الطولى والمنهج المستعرض يمكن أن نسميه منهج التحليل التتابعى Sequential analysis .

والفكرة الجوهرية فى هذا المنهج الجمع فى وقت واحد بين دراسة الأفراد من مختلف الأعمار (كما هو الحال فى المنهج المستعرض) مع تتبعهم واعادة ملاحظتهم واختبارهم بعد انقضاء فترات مختلفة من الزمن (كما هو الحال فى المنهج الطولى) . والميزة الرئيسية فى هذا المنهج أنه يزودنا بمعلومات مباشرة عن وجود الفروق بين الأجيال ، كما يسمح لنا باجراء الدراسة بطريقة أكثر اختصارا واقتصادا .

والخلاصة أننا فى هذا المنهج نستخدم أفرادا من مختلف الأعمار تتم ملاحظتهم أو قياسهم فى وقت واحد معا وعلى نحو متكرر فى عدد من المرات المختلفة وفى هذه الحالة يمكن أن تعتبر فروق العمر فى أى مناسبة من مناسبات الملاحظة والقياس تنتمى فى جوهرها الى البيانات التى نحصل عليها بالطريقة المستعرضة ، والتغيرات التى تحدث لمجموعة عمرية معينة فى المناسبات المختلفة للقياس والملاحظة من نوع البيانات التى نحصل عليها بالطريقة الطولية ويضاف الى ذلك نوع جديد من البيانات تمثله المجموعات ذات الأعمار المتساوية فى المناسبات المختلفة للملاحظة والقياس، وذلم لمعرفة ما اذا كان لميلاد الفرد فى وقت معين أو انتمائه لجيل بذاته له آثار فارقة. ويمكن للقارئ الرجوع الى تفاصيل هذا المنهج فى كتابنا نمو الانسان (آمال صادق، فؤاد أبو حطب ، ١٩٩٠) .

(٢) المنهج المقارن :

عندما يلجأ الباحث الى الموازنة أو المقاهاة بين حالتين مختلفتين جوهريا أو أكثر وتحدثان فى السياق الطبيعى فانه عندئذ يستخدم المنهج المقارن comparative . هذا المنهج شائع فى جميع العلوم الانسانية والاجتماعية وهو شائع بهذا الاسم فى التربية (التربية المقارنة) وعلم الاجتماع والانثروبولوجيا والاقتصاد والعلوم السياسية ، الا أنه فى ميدان علم النفس يسمى تسمية خاصة هى " المنهج العابر للثقافات " أو " منهج الدراسات الثقافية المقارنة " cross-cultural . والسبب فى ذلك أن مصطلح " علم النفس المقارن " اقترن تاريخيا بالمقارنة بين سلوك الانسان وغيره من الكائنات العضوية ، أو بين سلوك الحيوانات بعضها وبعض ، بحثا عن نشوء السلوك phylogenetic ، ولا تحتل فيه المقارنات التى تبحث فى تطور السلوك ontogenetic أو تلك التى تقارن بين الثقافات المختلفة مكانة واضحة .

وعلى الرغم من أن المنهج المقارن يعود بأصوله الى كتابات الرحالة

منذ آلاف السنين الا أننا نستطيع القول من منظور حديث أن الانثروبولوجيا هى أول العلوم الاجتماعية التى احتلت فيها المقارنات الثقافية مكانة بارزة على يد تايلور وذلك عام ١٨٨٩ ، وتطلب الأمر أكثر من خمسين عاما حتى أصبح لهذه الدراسات منهجا واضح المعالم وبخاصة خلال الثلاثينات من القرن العشرين (وهى فترة ارهاصات الحرب العالمية الثانية) ، التى نشطت فيها هذه الدراسات نشاطا واضحا فى مختلف العلوم الانسانية والاجتماعية لأسباب سياسية ، على رأسها استطلاع خصائص شعوب المستعمرات .

ويبالغ البعض فى تقدير قيمة المنهج المقارن ـ ومن ذلك قول (Campbell & Stanley, 1966) أن المقارنة هى محور المنهج العلمى ، وبدونها لايمكن ملاحظة أو استنتاج أوجه التشابه والاختلاف والتغاير المتلازم فى الحدوث والأسباب . وهذا القول صحيح اذا تجاوز المنهج المقارن معناه الثقافى الدقيق الذى نشير اليه هنا ،وعندئذ يمكن القول أن معظم مناهج البحث التى تناولناها طوال هذا الفصل تتضمن قدرا من المقارنة . الا أن هذا الاستخدام العام للمنهج ليس قصدنا هنا ، وانما قصدنا هو المعنى الثقافى للمقارنة على وجه الخصوص .

وبالطبع فانه لكى تتم المقارنة بين ظاهرتين سلوكيتين فى ثقافتين مختلفتين لابد من وجود قدر من الاشتراك بينهما من ناحية ، وقدر من الاختلاف من ناحية أخرى . ومعنى ذلك أن يكون من الممكن وضعهما فى بعد واحد من حيث التشابه ثم الحكم عليهما حكما صحيحا من حيث الاختلاف فى ضوء علاقة كل منهما بالأخرى . وهكذا فلكى نقارن بين الثقافات لابد من وجود عموميات ثقافية universals أو معادلات ثقافية equivalences أو التطابق الثقافى فى الأبعاد dimentional identity تؤكد هذا التشابه ، وكذلك لابد من وجود تغاير أو اختلاف يؤكد التنوع . ويبدو أن فى هذه العبارة نوعا من

التناقض الظاهرى. الا أن حل هذه الصعوبة يتمثل فى مفهوم مستوى التحليل الثقافى الذى يستخدمه الباحث. ففى أحد المستويات - الذى يتحدد عادة بالبنى أو الوظائف الثقافية - يمكن أن يوجد التشابه، ولكن فى مستوى آخر - الذى يتحدد عادة بالظواهر الثقافية الملاحظة يوجد الاختلاف أو التنوع.

وللوصول الى التطابق الثقافى من خلال العموميات الثقافية يلجأ الباحثون الى استخدام استراتيجية العموميات التى حددتها مختلف العلوم ومن ذلك قوائم الحاجات الأولية فى علمى النفس والأحياء، وقوائم المكونات الثقافية المشتركة التى يقدمها علم الانثروبولوجيا (مثل اللغة والآلات والأسطورة، الخ)، ومجموعة المتطلبات الوظيفية اللازمة للحياة الاجتماعية مثل تمايز الدور والتنظيم المعيارى للسلوك والتطبيع الاجتماعى. وهذه - وغيرها - يمكن اعتبارها من نوع العموميات الثقافية بحيث لايمكن أن تتكون جماعة ثقافية تعوزها هذه السمات المشتركة. وهكذا يمكن استخدامها كأبعاد مشتركة يمكن أن تختلف فيها الجماعات والأفراد، وبالتالى يمكن اجراء المقارنات بينها.

أما استراتيجية المعادلات الثقافية فتتطلب البرهان الامبريقى على وجه التكافؤ فى البيانات التى يجمعها الباحثون من العينات الثقافية موضع البحث. وبالطبع فان هذا البرهان ليس سهلا. ويرى بعض الباحثين (فى Triandis and Berry, 1980) أنه توجد ثلاثة أنواع من المعادلات الثقافية بهذا المعنى تؤدى بالباحث الى التطابق الثقافى فى الأبعاد : أولها المعادل الوظيفى والذى يوجد حين يلاحظ الباحث سلوكين أو أكثر (فى نسقين ثقافيين أو أكثر) يرتبطان بمواقف متشابهة وظيفيا. وثانيهما المعادل المعرفى والذى يشير الى معانى المواد المستخدمة فى البحث (مثل المثيرات والمفاهيم والعمليات). ومعنى ذلك أن يبذل الباحث جهدا كبيرا فى البحث عن المعنى " المحلى " لهذه العناصر داخل الأنساق المعرفية للجماعات

موضع المقارنة ، ولايمكن بالطبع أن تجرى الا اذا كان لها معنى مشترك .

وهكذا فان كلا من المعادل الوظيفى والمعادل المعرفى شرطان مسبقان لأى دراسة ثقافية مقارنة .

وقد بذلت جهود كبيرة لتحقيق هذين المتطلبين اجرائيا فى البحث منها :

(١) استخدام الترجمة من والى اللغات التى تستخدمها الثقافات موضع المقارنة ، ويشمل ذلك ترجمة الكلمات والجمل وأسئلة الاختبارات. وهذا الاجراء يتطلب عادة ترجمة مبدئية الى اللغة المستهدفة يقوم بها شخص يتقن اللغتين ، ثم اعادة ترجمة النص من هذه اللغة مرة أخرى الى لغته الأصلية ، وعندئذ يكون كل اختلاف بين النصين دالا على عدم التكافؤ،على أن يقوم بالترجمة فى الحالتين شخصان مختلفان على الأقل .

(٢) استخدام أسلوب التمايز السيمانتى فى تحديد معانى المفاهيم فى الثقافات موضع المقارنة . وفى هذا الأسلوب يقوم الباحثون بالحكم على موضع المفهوم فى مجموعة من المقاييس الثنائية القطب . ومن أمثلة ذلك مايفعله علماء النفس المهتمون بالدراسات الثقافية المقارنة عند بحث مفهوم " الذكاء " فى مختلف الثقافات .

(٣) استخدام أسلوب التحليل اللغوى وطرق التصنيف الشائعة للكلمات والأشياء فى الثقافات المختلفة لاكتشاف الأنساق المعرفية لدى الأفراد من مختلف الثقافات موضع المقارنة . فاذا اختلفت بنى المفاهيم والفئات فيها يكون فى ذلك دلالة على عدم التكافؤ .

أما النوع الثالث من المعادلات الثقافية مايسمى التكافؤ القياسى . ويتوصل اليه الباحثون من خلال مدى التطابق بين مجموعتين

ثقافيتين أو أكثر فى الخصائص المقيسة فيهما . وفى هذا النوع يتطلب الأمر توافر أحد شرطين : أولهما وجود علاقات احصائية مستقرة بين المتغيرات المستقلة والتابعة بصرف النظر عما اذا كانت المقارنات داخل الثقافات أو عبر الثقافات . أما الشرط الثانى فهو أن بنية العلاقات الإحصائية بين المتغيرات التابعة يجب أن تكون متماثلة فى الثقافات المختلفة موضع المقارنة . وتوجد طرق احصائية للتحقق من توافر هذين الشرطين سوف نتناولهما بالتفصيل فيما بعد .

(٣) منهج التحليل البعدى :

من خصائص البحوث فى العلوم الانسانية والاجتماعية فشلها المتكرر فى الوصول الى نتائج متماثلة ، ومعنى ذلك أن البحوث التى تجري حول موضوع واحد قد لايدعم بعضها بعضا . ولعل أكثر من يعانون من هذه المشكلة المسئولون عن وضع السياسات واتخاذ القرارات العملية حين يريدون الاستناد الى نتائج هذه البحوث ، فيجدون أنفسهم حائرين فى طوفان من النتائج المتعارضة . ومن هنا نشأت منذ وقت مبكر الحاجة الى مايسميه (Smith, 1982) البحوث حول تكامل البحوث research integration . وهى جهود يبذلها فريق من الباحثين يسعون بها الى احداث التكامل بين نتائج الدراسات المنفصلة والوصول من ذلك الى استنتاجات تستوعبها ككل .

وتتخذ الدراسات حول تكامل البحوث صورتين رئيسيتين : أولاهما التقارير السردية ، وثانيتهما الدراسات الكمية نعرضهما فيما يلى :

(أ) منهج التقارير السردية :

فى هذا النوع من البحوث يقوم الباحث بتكوين انطباع عام عن النتائج المتراكمة من بضعة بحوث أجريت حول موضوع معين، ثم يسجل استنتاجاته فى صورة تقرير علمى ذى طبيعة كيفية . وهذا هو النوع

الشائع فى مقالات المراجعات المعتادة ، وفيها يجمع الباحث الدراسات حول موضوع الاهتمام ، ويقوم بالعرض الوصفى أو التحليل النقدى للطرق والنتائج فى كل منها ثم يتوصل الى استنتاجات عامة حول مايجب استبعاده أو الابقاء عليه من نتائج هذه البحوث. ولعل القارئ يجد فى المصادر الآتية أمثلة كثيرة من البحوث التكاملية من النوع السردى الذى نتحدث عنه :

Annual Review of Psychology
Annual Review of Sociology
Review of Educational REsearch
Review of Research in Education
Psychological Bulletin
Psychological Review

وهذا النوع السردى من بحوث ماوراء التحليل يسهل اجراؤه حين يكون مقدار البحوث الذى يتم عرضه ونقده وتحليله محدودا ، ولهذا فهو الأسلوب الشائع مثلا لدى معظم الباحثين من أصحاب مناهج البحث المختلفة السابقة حين يخصصون فى بحوثهم قسما لما يسمى " الدراسات السابقة "،كما أنه الأسلوب لدى مؤلفى الفصول المتخصصة فى الذوريات النفسية والاجتماعية والتربوية السابقة ، بسبب اقتصارها فى كل عدد منها على البحوث التى تصدر خلال نطاق زمنى معين ، وليكن كل ٥ سنوات مثلا ، وبذلك لاتلجأ الى تناول " التراث " العلمى كله .

أما اذا كان حجم " التراث " موضع المراجعة والتحليل والنقد كبيرا يواجه الباحث كثيرا فى هذه الحالات بتعقد النتائج وتعارضها، على نحو يتحدى القدرات العقلية للباحثين على تبين هذه المراعات . ولذلك قد يلجأ الباحث عندئذ الى تجاهل أو اهمال عدد كبير من هذه الدراسات وصولا الى الاتساق المنشود ، وهذا فى ذاته خطأ بحثى فادح لايمكن للباحثين أن يستمروا فيها مع يسر كشفه فى الوقت الحاضر مع شيوع خدمات الحاسوب (الكومبيوتر) للباحثين فى تزويدهم "بجميع" الدراسات السابقة المتصلة بموضوع معين ، وهى الخدمات التى يتوقع

لها فى المستقبل القريب أن تحل محل البحث الفردى عن هذه الدراسات، والذى لايمكن أن يصل الى حد الاستغراق الكامل لها عن قصد من الباحث أو عن غير قصد منه .

وتواجه التقارير السردية - حتى ولو أجريت على نطاق محدود من الدراسات السابقة - عدة مشكلات.وقد قام (Jackson, 1978) ببحث طريف استطلع فيه رأى محررى الدوريات العلمية المتخصصة فى مراجعات البحوث ، وكذلك المديرين التنفيذيين لمؤسسات البحوث فى العلوم الاجتماعية فى تحديد السياسات والمعايير التى تستخدم فى هذا النوع من الدراسات . ولم يتوصل الباحث الى وجود مايمكن وصفه بالاتفاق حول هذه السياسات والمعايير . فالجميع يعتقدون أن البحوث التكاملية للبحوث مسالة حكم أكاديمى خاص ، وابداع فردى ، وأسلوب شخصى . كما يصف الباحث أيضا خصائص ١٣٦ باحثا اختيروا عشوائيا من كتاب المراجعات فى الدوريات الرئيسية المتخصصة فى هذا المجال فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية وتوصل الى نتائج هامة منها :

(١) يركز معظم هؤلاء الكتاب انتباههم على مجموعة فرعية من الدراسات المرتبطة بموضوعاتهم ولايتناولون التراث العلمى الكلى حولها . وعادة ماتكون هذه المجموعة الفرعية عينة غير ممثلة لهذا التراث ، كما لايحدد الكتاب أسس اختيار هذه العينة من البحوث .

(٢) يستخدم الكاتبون لهذه المراجعات فى معظم الحالات طرقا فجة ، بل ومضللة فى استعراضهم لنتائج الدراسات السابقة التى يقومون بتحليلها .

(٣) يفشل الكاتبون أحيانا فى ادراك أن أخطاء عينة البحوث التى يتناولونها بالمراجعة يمكن أن تؤدى الى تناقضات بين نتائج الدراسات المنفصلة حول الموضوع .

(٤) يفشل الكاتبون فى تقدير أهمية العلاقات المحتملة بين نتائج وسمات البحوث التى يقومون بمراجعتها ، ومن ذلك تعميم البحث أو طبيعة المفحوصين أو اجراءات الدراسة .

(٥) يفشل الكاتبون فى تقرير ووصف الطرق التى يستخدمونها فى انتقاء الدراسات التى يقومون بمراجعتها ، أو فى وصف خصائصها ، أو فى تجميع نتائجها . وبالطبع حين لايسجل الكاتب هذه الطرق لايمكن للقارىء أن يحكم على صحة النتائج التى يتوصل اليها .

(ب) منهج الدراسات الكمية :

لعل أبسط الطرق الكمية التى تستخدم منهج تكامل البحوث مايسمى طريقة التصويت voting وفيها يؤسس الباحث استنتاجاته حول الدراسات السابقة على تكرار البحوث ذات النتائج التى تؤكد فرضا معينا أو تدحضه . ويمكن تصنيف الاحتمالات المتوقعة فى هذه الحالة فى ضوء العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع على النحو الآتى :

(١) علاقة موجبة دالة بين المتغيرين .
(٢) علاقة سالبة دالة بين المتغيرين .
(٣) عدم وجود علاقة بين المتغيرين فى أى من الاتجاهين .

ويقوم الباحث ببساطة بحساب تكرار الدراسات السابقة حول الموضوع والتى تقع نتائجها فى كل فئة من هذه الفئات الثلاث ، فاذا وجد أن عددا أكبر من هذه الدراسات يقع فى فئة منها ، بينما يقع فى الفئتين الأخيرتين عدد أقل من النتائج ، فان هذه الفئة المنوالية تحدد اتجاه هذه البحوث ، بافتراض أنهما تعطى أفضل تقدير لاتجاه العلاقة الحقيقية بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

لنفرض أن باحثا جمع ٥٠ دراسة تناولت أثر كل من طريقة الاكتشاف

وطريقة التلقى فى تنمية التفكير الابتكارى • ولنفرض أيضا أنه وجد أن ٢٥ دراسة منها أكدت أن طريقة الاكتشاف كانت أكثر فعالية من طريقة التلقى فى تنمية الابداع ، بينما وجد أن ١٠ دراسات أكدت النتيجة العكسية ، أى أن طريقة التلقى كانت أكثر فعالية ، وأن ١٥ دراسة لم تظهر فروقا بين الطريقتين • انه حينئذ يستنتج أن طريقة الاكتشاف أكثر فاعلية فى ضوء هذه النتائج •

ويمكن لهذه الطريقة أن تتخذ صورة أكثر تطورا باستخدام نظام الجدولة المستعرضة لبعض خصائص هذه الدراسات ، وخاصة تلك التى لها أهميتها فى النتائج • لنفرض أن الباحث الذى يقوم بهذه الدراسة التكاملية وجد أن من المناسب التمييز بين الدراسات التى تناولت مفحوصين فى المرحلة الابتدائية (الحلقة الأولى من التعليم الأساسى) وتلك التى تناولت مفحوصين فى المرحلة الاعدادية (الحلقة الثانية من التعليم الأساسى) • انه حينئذ يمكن أن يصنف نتائج هذه البحوث فى صورة الجدول رقم (٣) :

جدول (٣) مثال افتراضى لنتائج ٥٠ دراسة أجريت حول العلاقة بين طريقة التدريس وتنمية التفكير الابتكارى

المرحلة الدراسية	عدد الدراسات التى أظهرت فروقا دالة لصالح		
	طريقة الاكتشاف	طريقة التلقى	لا فرق بين الطريقتين
الحلقة الأولى من التعليم الأساسى	١٥	٤	١٠
الحلقة الثانية من التعليم الأساسى	١٠	٦	٥
المجموع	٢٥	١٠	١٥

ويمكن للباحث فى هذه الحالة أن يخضع بينات هذا الجدول للتحليل الاحصائى الدقيق باستخدام الطرق المناسبة التى سنتناولها فيما بعد .

وعلى الرغم من أن طريقة التصويت أكثر تقنيا وقابلية للاستعادة من المنهج السردى فان لها بعض الحدود التى يجب أن يتنبه اليها الباحثون ومنها (Smith, 1982) :

(١) يواجه الباحث مشكلة عندما يجد أن احدى الدراسات استخدمت أكثر من مقياس واحد للمتغير التابع وجاءت نتائج بعض هذه المقاييس تثبت الفرض بينما تدحضه نتائج البعض الآخر . ماذا يفعل الباحث المستخدم لهذه الطريقة فى هذه الحالة ؟ هل يحسب العلامة التكرارية لهذه الدراسة مرتين أو أكثر ، بعضها مع الفرض والآخر ضده ؟ هل تصنف هذه الدراسة ككل فى فئة عدم وجود علاقة ؟ هل يختار الباحث احدى هذه النتائج للجدولة ويستبعد النتائج الأخرى ؟ وكيف يتم الاختيار والاستبعاد ؟

(٢) يبالغ الباحث فى هذه الطريقة فى الاعتماد على مفهوم الدلالة الاحصائية فى تصنيف نتائج البحوث، ومن المعروف احصائيا (وكما سنبين فيما بعد) أن بحوث العينات الكبيرة تعطى نتائج دالة أكثر من بحوث العينات الصغيرة اذا تساوت جميع الشروط الأخرى . لنفرض فى هذه الحالة أن لدينا ١٨ دراسة أجريت على عينات صغيرة ولم تؤد الى نتائج دالة احصائيا ، بينما الدراستان اللتان أديتا الى نتائج دالة هما اللتان أجريتا على عينتين كبيرتين . ان الاستنتاج هنا (وهو استنتاج فج) أن الفرض لم يتحقق ، بينما الأمر لايتجاوز حينئذ محض الاصطناع الاحصائى .

(٣) يتجاهل الباحث فى هذه الطريقة قوة العلاقة بين المتغيرات اكتفاء باتجاه هذه العلاقة فقط . وبالطبع فان الأمر فى البحوث

التكاملية قد يتعدى محض " الكسب " أو " الخسارة " للفرض موضـــع الاختبـــــار .

لهذه الأسباب اتجه الباحثون المهتمون بالدراسات التكامليـــة للبحوث الى منهج أكثر دقة وضبطا هو مايسمى منهج التحليل البعـــدى meta-analysis وهو منهج يعود الفضل فى اكتشافه فى عـــام ١٩٧٦ وصك الاسم العلمى له الى العالم الأمريكى جلاس (Glass, 1976) : وقد عرفه منذ البداية بأنه " تحليل التحليل " وهو عبارة عن تحليل احصائى لمجموعة كبيرة من النتائج التى توصلت اليها دراسات سابقة فردية كثيرة بغرض الوصول الى التكامل فيها . ويتطلب ذلك تسجيـــل خصائص هذه الدراسات ونتائجها كميا واعتبار ذلك من نوع البيانـــات التى تحتاج الى تطبيق الطرق الاحصائية الملائمة عليها وصولا الـــى نتائج حول نتائج هذه البحوث .

ومعنى ذلك أن منهج التحليل البعدى لايختلف عن غيره من مناهـــج البحث من حيث تحديد المشكلة وصياغة الفروض وتحديد وقيـــــاس المتغيرات واختيار عينة من أصل كلى معين (هى هنا عينة البحـــوث موضع الدراسة) وتحليل البيانات بالطرق الاحصائية والكمية المناسبة ، والوصول الى نتائج وتفسير هذه النتائج . وهو بهذه المواصفات منهج امبريقى كامل قابل للاستعادة والتكرار .

ولعل أهم المشكلات التى يواجهها الباحثون الذين يستخدمـــون منهج التحليل البعدى وصف وتصنيف وتكميم خصائص عينة الدراســـات موضع البحث . وتتوافر فى الوقت الحاضر ثروة من المعلومات عن نظم التشفير التى يمكن أن يلجأ اليها الباحثون لتسجيل خصائص عينة البحـــوث تشمل تاريخ النشر ومصدره ، خصائص المفحوصين ، طبيعة المعالجـــة ، تصميم البحث ، طريقة القياس وغيرها . وهى جميعا بعد تشفيرها يمكن أن تخضع للمعالجة الكمية ، وبالطبع فان هذا النظام شأنه شـــأن

أى نظام آخر للملاحظة والقياس يحتاج للتحقق من ثباته وصدقـــه .

وتوجد خطوة هامة أخرى فى منهج التحليل البعدى هى تحويـــل نتائج الدراسات موضع البحث الى نظام قياسى مشترك حتى يمكن التعامل معها احصائيا . وتوجد طرق كثيرة فى هذا العدد تمتد بين البسيطـة والمركبة . ومن هذه الطرق البسيطة تجميع نتائج البحوث حسب توافـر الدلالة الاحصائية أو عدم توافرها. الا أن الأفضل دائما هو الربط بيـن مستويات الدلالة الاحصائية فى مختلف الدراسات فى ضوء اختبار مشتـرك للفرض الصفرى (وسوف نوضحه فيما بعد) يعتبر نظاما معياريـــا لنتائج هذه الدراســات .

وبعد أن يقوم الباحث بتكميم خصائص عينة الدراسات موضع البحث ومعايرة نتائجها فانها جميعا تصبح بيانات بحثية ومعطيات امبريقية تخضع للتحليل الاحصائى المعتاد .

ومع أن المنهج لايزال جديدا ، الا أنه يقدم للبحث النفســى والتربوى والاجتماعى آفاقا جديدة واسعة لعله به يستشرف اتساقــا أفضل ، ناهيك عن الفائدة التى يمكن أن يجنيها صناع السياســة ومتخذى القــرار .

الفصل الرابع

أدوات جمع البيانات

كيف يحصل الباحثون فى العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية على البيانات التى يستخدمونها فى الاجابة على الأسئلة أو اختبار الفروض التى تؤسس عليها بحوثهم ؟

للاجابة على هذا السؤال نعرض فى الفصل الحالى الأدوات التى يستخدمها الباحثون فى هذه العلوم سعيا للحصول على هذه البيانات أو المعلومات أو المعطيات . ولعل اجابتنا على هذا السؤال تزيل خلطا آخر شاع فى بعض الكتابات المتخصصة فى مناهج البحث والتى تعتبر بعض هذه الأدوات مناهج للبحث ومن ذلك قول بعضهم منهج الملاحظة أو منهج المقابلة أو منهج الاستبيان ، الخ . وحقيقة الأمر أن هذه جميعا وغيرها ليست الا أدوات يستخدمها الباحثون فى الحصول على بياناتهم والتى تؤلف مكونا أساسيا من مكونات المنهج ، فهى جزء من كل ، ولايجوز بالطبع نسبة الكل من الجزء ، والا وقعنا فى أخطاء كثيرة ــ وقد وقع الباحثون فى مثلها ــ كأن يقال المنهج الاحصائى ، بينما الاحصاء ــ كما سنبين ــ هو أسلوب فى تحليل البيانات ذات الطبيعة الكمية ، أو المنهج القبلى ــ البعدى ، بينما ذلك فى جوهره أحد التصميمات التى تنتمى الى المنهج التجريبى .

أولا : الملاحظة الطبيعية

من طرق البحث التى يفضلها الباحثون فى العلوم الانسانية والاجتماعية مايسمى الملاحظة الطبيعية naturalistic observation ، أى ملاحظة الانسان فى محيطه الطبيعى وسياقه اليومى المعتاد . ويعنى هذا بالنسبة للأطفال مثلا ملاحظتهم فى المنزل أو المدرسة أو الحديقة العامة أو فناء الملعب ، ثم تسجيل مايحدث . ويصنف رايت (Wright, 1960)

طرق الملاحظة الطبيعية الى نوعين : أحدهما يسميه الملاحظة المفتوحة وهى التى يجريها الباحث دون أن يكون لديه فرض معين يسعى لاختباره ، وكل مايهدف اليه هو الحصول على فهم أفضل لمجموعة من الظواهر السلوكية التى تستحق مزيدا من البحث اللاحق . أما النوع الثانى فيسميه رايت الملاحظة المقيدة وهى تلك التى يسعى فيها الباحث الى اختبار فرض معين ، وبالتالى يقرر ماذا يلاحظ ومتى .

وبالطبع لايمكن للباحث أن يلاحظ جميع جوانب السلوك فى الفرد أو العينة فى وقت واحد ولهذا تعتمد جميع طرق الملاحظة على استراتيجية اختيار بعض جوانب السلوك فقط لتسجيلها . وبالطبع فان هذا التقييد يفقد الملاحظة خصوبة ادراك تفاصيل السلوك الكلى ، الا أن ماتفقده فى جانب الخصوبة تكسبه فى جانب الدقة والضبط . ولعل أعظم جوانب الكسب أن الباحث - اذا زادت ملاحظته تقييدا - يستطيع ان يختبر بسهولة بعض فروضه العلمية باستخدام البيانات التى يحصل عليها ، وهو مايعجز عنه تماما اذا استخدم الأوصاف القصصية التى يحصل عليها بالطرق الأقل تقييدا والأكثر حرية . وتوجد ثلاث طرق يستخدمها الباحثون فى هذا الصدد هى :

(أ) <u>عينة السلوك :</u>

وفى هذه الطريقة يكون على الباحث أن يسجل أنماطا معينة من السلوك فى كل مرة يصدر فيها عن المفحوص . كأن يسجل مرات الصراخ التى تصدر عن مجموعة من أطفال سن ماقبل المدرسة ، أو مرات العدوان بين أطفال المرحلة الابتدائية . وقد يسجل الباحث معلومات ومفيدة اضافية أيضا . ففى تسجيل السلوك العدوانى قد يلاحظ الباحث أيضا عدد الأطفال المشاركين فى العدوان ، وجنس الطفل ، ومن يبدأ العدوان ، ومن يستمر فيه الى النهاية ، وما اذا كانت نهاية العدوانية تلقائية أم تطلبت تدخل الكبار ، وهكذا . ويحتاج هذا الى وقت طويل بالطبع . وتزداد مشكلة الوقت حدة اذا كان على الباحث أن يلاحظ عدة مفحوصين فى وقت واحد . فمثلا اذا كان الباحث مهتما بالسلوك العدوانى الذى

يصدر عن ستة أطفال خلال فترة لعب طولها ٦٠ دقيقة فان عليه أن يلاحظ كل طفل منهم بكل دقة لخمس فترات طول كل منها دقيقتان طوال الزمن المخصص للملاحظة ، ويسجل كل مايصدر عن الطفل مما يمكن أن ينتمى الى السلوك العدوانى • وبالطبع ييسر عليه الأمر استخدام وسائل التسجيل التكنولوجية الحديثة•

وقد يسهل عليه الأمر أيضا ـ اذا لجأ الى التسجيل الشخصى المباشر ـ أن يستخدم نوعا من الحكم والتقدير للسلوك الذى يلاحظه ،وتفيده فى هذا الصدد مقاييس التقدير الذى تتضمن نوعا من الحكم على مقدار حدوث السلوك موضع البحث • ومن ذلك أن يحكم على السلوك العدوانى للطفل بأنه :

يحدث دائما ـ يحدث كثيرا ـ يحدث قليلا ـ نادرا مايحدث ـ لايحدث على الاطلاق •

وعليه أن يحدد بدقة معنى (دائما ـ كثيرا ـ قليلا ـ نادرا ـ لايحدث) حتى لاينشأ غموض فى فهم معانيها ، وخاصة اذا كان من الضرورى وجود ملاحظ آخر لنفس السلوك يسجل تقديراته مستقلا تحقيقا لموضوعية الملاحظة (وهو شرط واجب الحدوث كما سنبين فيما بعد) •

(ب) عينة الوقت :

فى هذه الطريقة يتركز اهتمام الباحث على مدى حدوث أنماط معينة من السلوك فى فترات معينة يخصصها للملاحظة ويتم تحديد أوقاتها مقدما• والمنطق الرئيسى وراء هذه الطريقة أن الانسان يستمر فى اصدار نفس السلوك لفترات طويلة نسبيا من الزمن • وعلى هذا يمكننا الحصول على وصف صحيح لهذا السلوك وحكم صحيح عليه اذا لاحظناه بشكل متقطع فى بعد الزمن • وتختلف الفترات الزمنية التى يختارها الباحثون لهذا الغرض ابتداء من ثوان قليلة لملاحظة بعض أنواع السلوك ، الى دقائق أو ساعات عديدة لبعض الأنواع الأخرى • وفى جميع

الأحوال يجب أن يكون المدى الزمنى للملاحظة واحدا تبعا لخطة معدة مقدما. وخلال هذه الفترات يسجل الباحث عدد مرات حدوث السلوك موضع الاهتمام . ومن أمثلة ذلك أن يختار الباحث حصة فى أول النهار وحصة فى آخره مرتين فى الأسبوع على مدار العام الدراسى لبحث بعض جوانب سلوك مدرس المدرسة الابتدائية . وإذا عدنا لمثال السلوك العدوانى قد يقرر الباحث ملاحظة سلوك العدوان عند الأطفال خلال الدقائق العشر الأولى من كل ساعة من أربع ساعات متصلة خلال رحلة . ومن مزايا هذه الطريقة أنها تسمح بالمقارنة المباشرة فى المفحوصين مادام وقت الملاحظة وزمنه واحدا .

(جـ) وحدات السلوك :

فى هذه الطريقة يلاحظ الباحث خلال فترة زمنية معينة وحدات السلوك behavior units وليس عينة السلوك أو عينة الوقت . وفى هذه الطريقة تتم ملاحظة وحدات السلوك وجزئياته غير المتجانسة بدلا من ملاحظته ككتلة مركبة متجانسة . وتبدأ وحدة السلوك فى الحدوث فى أى وقت يطرأ على سلوك المفحوص أو بيئة المفحوص أى تغير . فمثلا إذا لاحظنا أن الطفل وهو يلعب برمال الشاطىء تحول فجأة الى وضع كمية من الرمل فى شعر طفل آخر فاننا نسجل فى هذه الحالة حدوث وحدة سلوك جديدة . وفى كل مرة يسجل فيها الباحث حدوث وحدة سلوك يمكنه أن يسجل أيضا ما إذا كان التغير قد حدث فى سلوك الطفل أو فى بيئته . وحين تنتهى فترة الملاحظة يقوم الباحث بفحص وحدات السلوك التى تم تجميعها ثم تحليلها . ويتطلب ذلك بالطبع تصنيفها فى فئات .

بعض ضوابط استخدام الملاحظة الطبيعية :

توجد مجموعة من الضوابط التى يجب التنبه اليها قبل استخدام طريقة الملاحظة الطبيعية نلخصها فيما يلى :

(١) أن يكون الباحث متنبها الى سلوكه أثناء الملاحظة حتى

لايقع فى أخطاء التحيز ، والذى يتمثل فى ميله الى تدعيم فكرته المسبقة عن السلوك الانسانى ، وقد يؤدى به هذا الى المبالغة فى جميع بعض الملاحظات عن طريق الاهتمام الزائد ، أو التهوين من بعضها عن طريق الاهمال . وهو بهذا يتجاوز مهمته كمسجل للأحداث كما تقع بالفعل وكما تسجلها الكاميرا العادية الى آلة تضخم بعض الأحداث عن طريق التكبير أو تقلل من شأنها عن طريق التصغير .

(٢) أن لا يتجاوز حدود مهمته بالتدخل فى عملية التسجيل التى يقوم عليها الوصف الدقيق للظواهر وتحويلها الى مستوى التفسير. ولذلك فان كثيرا من تقارير الملاحظة لايعتد بها اذا تضمنت الكثير من آراء الباحث وطرقه فى فهم الأحداث بدلا من أن يتضمن وصفا دقيقا للأحداث ذاتها . واحدى طرق زيادة الدقة فى هذا الصدد تحديد أنواع الأنشطة التى تعد أمثلة للسلوك موضوع الملاحظة ، وتكون هذه الأنشطة تعريفا اجرائيا لهذا السلوك .

(٣) تتضمن المشكلة السابقة قضية الموضوعية فى الملاحظة . فاذا لم تكن ملاحظاتنا الا محض تفسيراتنا وتأويلاتنا وفهمنا للأحداث فبالطبع لن يحدث بيننا كملاحظين " الاتفاق المستقل " فى الوصف وهو تعريفنا الأساسى للموضوعية . فهذه التفسيرات تسمح لجوانبنا الذاتية أن تلعب دورا فى ملاحظاتنا . ولهذا فان من الشروط التى يجب أن يتحقق منها فى طرق الملاحظة شرط الثبات أو الدقة ، وهو هنا ثبات الملاحظين . ويتطلب ذلك أن يقوم بملاحظة نفس الأفراد فى نفس السلوك موضع البحث أكثر من ملاحظ واحد على أن يكونوا مستقلين تماما بعضهم عن بعض ، ثم تتم المقارنة بين الملاحظين . فاذا حدث بينهم قدر من " الاتفاق المستقل " فيما يسجلون أمكننا الحكم على الملاحظة بالدقة والثبات ، والا كانت نتائج الملاحظة موضع شك . وبالطبع فان هذا الثبات يزداد فى طرق الملاحظة المقيدة عنه فى طرق الملاحظة المفتوحة (وسوف نعرض لموضوع الثبات فيما بعد فى هذا الكتاب) .

(٤) تحتاج طرق الملاحظة الطبيعية الى التدريب على رؤية أو سماع مايجب رؤيته أو سماعه وتسجيله . وتدلنا خبرة رجال القضاء أن شهادة شهود العيان فى كثير من الحالات تكون غير دقيقة ، لأنهم بالطبع غير مدربين على الملاحظة .ومالم يتدرب الباحث تدريبا جيدا على الملاحظة فان تقاريره لن تتجاوز حدود الوصف الذاتى المحض ، وهى بهذا تكون عديمة الجدوى فى أغراض البحث العلمى . وفى كثير من مشروعات البحوث يتم تدريب الملاحظين قبل البدء فى الدراسة الميدانية حتى يصلوا فى دقة الملاحظة الى درجة الاتفاق شبه الكامل بينهم (بنسبة اتفاق لاتقل عن ٩٠٪) .

(٥) من المشكلات الهامة فى طريقة الملاحظة الطبيعية أن محض وجود ملاحظ غير مألوف بين المفحوصين يؤثر فى سلوكهم ويؤدى الى انتفاء التلقائية والطبيعية فى اللعب أو العمل أو غير ذلك من المواقف موضع الملاحظة . وقد بذلت جهود كثيرة للتغلب على هذه المشكلة ، ومن ذلك تزويد معامل علم النفس بالغرف التى تسمح حيطانها الزجاجية بالرؤية من جانب واحد (هو فى العادة الجانب الذى يوجد فيه الفاحص) ، وفى هذه الحالة يمكن للفاحص أن يكون خارج الموقف ويلاحظه وهو يتم بتلقائية . ومنها أيضا استخدام آلات التصوير بالفيديو ، وآلات التسجيل السمعى بشرط أن توضع فى أماكن خفية لاينتبه اليها المفحوصون ، أو توضع فى أماكن مرئية لهم على أن تظل فى مكانها لفترة طويلة نسبيا من الزمن قبل استخدامها حتى يتعود على وجودها المفحوصون.وتوجد ضوابط أخلاقية لاستخدام هذه الآلات سنشير اليها فيما بعد . وقد يلجأ بعض الباحثين للتغلب على هذه المشكلة الى الاندماج مع المفحوصين فى محيطهم الطبيعى قبل الاجراء الفعلى للبحث بحيث يصبح وجودهم جزءا من البيئة الاجتماعية للبحث ، وهذه الطريقة تسمى الملاحظة بالمشاركة participant observation .

(٦) تتسم الملاحظة الطبيعية بأن فيها كل خصائص التعقد والتركيب لمواقف الحياة الفعلية . الا أننا نحب أن ننبه الى أن هذا ليس عيبا فى

الطريقة وانما هو أحد حدودها . فى الواقع أننا فى حاجة الى البحوث التى تعتمد على وصف السلوك الانسانى فى سياقه اليومى العادى حاجتنا الى البحوث التى تعتمد على دراسة هذا السلوك فى المواقف الأكثر ضبطا وتقنينا داخل المعمل والتى نسميها الملاحظة المعملية .

ثانيا : الملاحظة المعملية

كلما أجريت الملاحظة فى ظروف أكثر ضبطا زودتنا بمعلومات أكثر قابلية للتعميم ، فمثلا عند دراسة نمو القدرة على القبض على الأشياء ومعالجتها قد يتطلب الأمر ملاحظات دقيقة وتفصيلية للأطفال من مختلف الأعمار، كل منهم يقوم بالقبض على مكعب خشبى ومعالجته فى موقف مقنن أو موحد . وحتى نوضح ذلك فقد نختبر اختبارا "فرديا" ٤٠ طفلا كل عشرة منهم فى مجموعة عمرية معينة : ٢٠ أسبوعا، ٣٠أسبوعا، ٤٠ أسبوعا ، ٥٠ أسبوعا بينما هم جالسون جلسة معتدلة فى مقعد مرتفع ، ثم نضع مكعبا على لوح خشبى أمام كل طفل ، وفى هذه الحالة يمكننا أن نلاحظ ونسجل بالتفصيل جهود الطفل للقبض على المكعب الخشبى ومعالجته .

المثال السابق يوضح لنا جوهر ماتسميه الملاحظة المعملية laboratory observation ، وهى تتفق مع الملاحظة الطبيعية فى ضرورة توافر شروط الاعداد للملاحظة بحيث تكون مقصودة للاجابة على سؤال أو لاختبار فرض ، وتدريب للملاحظين على القيام بها، كما تتفق معها فى ضرورة التنبه لمعظم الضوابط التى أشرنا اليها فى القسم السابق .

الا أن الملاحظة المعملية تختلف عن الملاحظة الطبيعية فى أنها أكثر تقنينا . فالمهام tasks التى تقدم للمفحوصين فى المعمل

موحدة للجميع ، وشروط تقديمها واجرائها موحدة أيضا. ومعنى ذلك أن المواقف التي يوجد فيها المفحوصون موضع الملاحظة تسمح - بحكم هذا التوحيد - بالمقارنة بين الأفراد فى كفاءة أدائهم لهذه المهام. كما أنها تسمح أيضا بامكانية استعادة الملاحظات وتكرارها اذا تكررت هذه المواقف داخل المعمل . وهذه ميزة اضافية لاتتوافر بالطبع فى الملاحظة الطبيعية . فاذا كانت مهام المعمل يمكن تكرارها فان مواقف الحياة اليومية التلقائية لاتتكرر أبدا .

ويجب أن ننبه هنا الى ضرورة التمييز بين الملاحظة المعملية والمنهج التجريبى . فالملاحظة المعملية يمكن أن تستخدم مع أى منهج من مناهج البحث التي تناولناها فى الفصل السابق ، ومنها بالطبع المنهج التجريبى . صحيح أنها أكثر ارتباطا بالمنهج التجريبى الا أنها لاتطابقه . وقد أدى هذا الخطأ الى الوقوع فى مغالطتين شائعتين نعرضهما فى صورة سؤالين على النحو الآتى :

(١) هل الملاحظة المعملية اصطناعية ؟

لعل السبب الجوهرى لطرح السؤال مايشاهده أى فاحص عابر لأى معمل فى العلوم الانسانية من حيث الأجهزة والمهام الشائعة الاستعمال . ففى معمل علم النفس مثلا يجد الباحث أن دراسة التعلم تعتمد على المتاهات ، والذاكرة تعتمد على حفظ المقاطع عديمة المعنى، والانتباه على التاكستوسكوب والعمليات المعرفية على جهاز قياس زمن الرجع .

وبالطبع فان اللجوء الى مثل هذه الأجهزة والمهام التى تبدو على درجة كبيرة من الاصطناع تحكمه ضرورات المنهج فى معظم الأحوال، وخاصة المنهج التجريبى . فبعض هذه الأجهزة والمعدات لايمكن الاستغناء عنه فى عرض المثيرات على المفحوصين (كالتاكستوسكوب أو دولاب الذاكرة أو جهاز عرض الشرائح أو شاشة الفيديو والسينما)، وبعضها الآخر هام للوصول الى درجة كافية من الدقة فى تسجيل النتائج

(كالساعة الكرونسكوبية أو جهاز قياس زمن الرجع) . كما أن بعض المهام المستخدمة له أهميته فى ضبط المتغيرات المستقلة الأخرى التى لاصلة بها بموضوع البحث والتى قد تؤثر فى المتغير التابع . فاستخدام المقاطع عديمة المعنى كمهمة معملية يستهدف الباحث منه ضبط متغيرى المعنى والخبرة السابقة وغيرهما مما تتسم المواد ذات المعنى والذى قد يؤثر فى معدل تذكر المفحوص ولايمكن ضبطه والتحكم فيه بالنسبة لجميع المفحوصين (وهو مايسمى فى التصميم التجريبى المتغيرات الدخيلة كما سنبين فيما بعد) .

الا أن هذا لايعنى أن جميع الملاحظات المعملية اصطناعية على النحو السابق . وتتوقف درجة الاصطناعية - الطبيعية فى هذه الملاحظات على موضوع الملاحظة ذاته . وفى هذا الصدد تتفاوت المهام التى تستخدم فى هذا النوع من الملاحظات فى درجة قربها أو بعدها من السياق الطبيعى أو المعتاد . فبعض هذه الملاحظات يتم فى ظروف أقرب الى الطبيعية مثل ملاحظة سلوك القراءة عند التلاميذ ، ففى هذه الحالة قد يستخدم الباحث مادة قرائية معتادة تقدم للجميع ، أو سلوك القائد أثناء ادارة الجماعة حيث تقنن المهام التى يطلب منه القيام بها خلال الموقف الاجتماعى ، وعادة ماتكون هذه المهام من النوع الذى يمارس بالفعل فى الحياة اليومية .

وبين المهام الطبيعية من ناحية والمهام الاصطناعية من ناحية أخرى يوجد نوع ثالث يقع فى منزلة بينهما ، وهو مايسمى المماثلة simulation أو النماذج المصغرة miniature .وفيها تكون المهام مماثلة للمواقف الطبيعية الا أنها لاتتطابق معها .ومن ذلك مثلا حين يتدرب الطيار داخل المعمل على آلة تتضمن جميع المهارات الأساسية اللازمة لقيادة الطائرة الا أنها ليست طائرة حقيقية .

وسواء كانت المهام التى يستخدمها الباحث فى ملاحظته المعملية من النوع الاصطناعى أو الطبيعى أو شبه الطبيعى فان لكل منها أهميته

وفائدته للبحث العلمى فى العلوم الانسانية والاجتماعية • ويتوقف قرار الباحث باختيار أى منها ـ شأن أى قرار آخر فى عملية البحث العلمى ـ على مشكلة البحث وأهدافه •

(٢) هل الملاحظة المعملية تركز على الظواهر التافهة ؟

منشأ هذا السؤال أيضا هو مايشاهد كثيرا فى معامل العلوم الانسانية والاجتماعية من تركيز على الظواهر التى تبدو أنها قليلة الأهمية بالنسبة لغيرها من ظواهر السلوك الانسانى ، أو أنها منبتة الصلة بها •

تأمل تجربة معملية تجرى على الانسان فى المعمل على اشتراط جفن العين • ان المشاهدة العابرة قد توحى لنا بأن هذا النوع من الملاحظة ركز على أبسط صور السلوك الانسانى وتجاهل العمليات العليا المعقدة • وقد يتساءل الفاحص العابر حينئذ عن مدى أهمية هذا النوع من الملاحظات وقيمتها فى تنمية وتطوير فهمنا للسلوك الإنسانى •

الا أننا يجب أن ننبه هنا الى أن أهمية الظاهرة موضوع البحث لاتأتى من محض تقييمنا الذاتى لها • فما يبدو للبعض تافها قد يكون عظيم القيمة جليل الأهمية للبحث العلمى • ومعظم البحوث الأساسية فى العلم تهدف أساسا الى تبسيط الظاهرة ودراستها فى " نقاء نسبى " دون أن تتأثر قدر الامكان بالمتغيرات الدخيلة التى قد تؤثر فى الظاهرة دون قصد من الباحث ، وذلك للوصول الى علاقة واضحة بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة •

ولايجب التقليل من أهمية هذه الملاحظات التى قد تركز على أبسط صور السلوك الانسانى ، فهى تقوم فى العلوم الانسانية والاجتماعية بنفس الدور الذى تقوم به فى العلوم الطبيعية • بل ان دورها فى النوع الأول من العلوم قد يكون أكثر أهمية بسبب التعقد والتركيب

الشديدين اللذين عليهما سلوك الانسان . فتراكم هذه الملاحظات المعملية البسيطة قد يؤدى الى فهم واضح ومنتظم ومتكامل للظاهرة موضع البحث . ان الملاحظات البسيطة فى معامل الفيزياء على المغناطيسية أدت الى اكتشافات مذهلة ومنها توليد الكهرباء ، وبالمثل فان هذه الملاحظات البسيطة فى معامل الأحياء على الخلية أدت الى الثورة العلمية المعاصرة فى ميدان الهندسة الوراثية ، فلماذا لاتؤدى الملاحظات البسيطة فى معامل علم النفس على التعلم مثلا الى ثورة فى التربية ؟!

ولعل أكثر الانتقادات حدة مايوجه الى العلوم الانسانية والاجتماعية عند استخدام الحيوان موضوعا للبحوث الأساسية فيها . وبالطبع فان دراسة السلوك الحيوانى بطريقة الملاحظة المعملية فيه خصائص ومزايا التبسيط للظاهرة السلوكية على النحو الذى بيناه ، أضف الى ذلك أن الباحث يستطيع أن يتحكم فى سلوك الحيوان بطرق لاتجيزها الشرائع أو القوانين بالنسبة لسلوك الانسان (ومن ذلك مثلا بحوث وراثة السلوك) . بالاضافة الى مايتوافر فى بعض الحيوانات من خصائص سلوكية مفيدة للبحث العلمى قد لاتتوافر فى الانسان (كالتوالد السريع عند الفئران) .

الا أن السؤال الجوهرى بالطبع هو هل يجوز الانتقال مباشرة من نتائج البحوث التى تجرى على الظواهر البسيطة (كسلوك الحيوان) الى الظواهر المعقدة (كسلوك الانسان) أو بعبارة أخرى هل يجوز التعميم من نتائج بحوث المعمل الى السلوك فى سياقه المعتاد ؟

لقد أجبنا على هذا السؤال فى موضع سابق (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٨٤) وقلنا ان الفجوة بين الأساس والتطبيقى ، وبين المعمل والسياق المعتاد واسعة ولايمكن عبورها بقفزة واحدة ، والا سقط البحث العلمى فى هوة الانتحار . ولاننكر أنه حدثت بعض التجاوزات

فى تاريخ العلوم الانسانية والاجتماعية حاول أصحابها هذا الانتقال المباشر فكان فى ذلك النهاية للأنساق النظرية التى وقعت فى هذا المأزق . وكان هذا هو المقتل الحقيقى لكل من السلوكية (حين حاولت التعميم من البسيط الى المركب مباشرة) والتحليل النفسى (حين حاول التعميم أيضا من المرضى الى السوى) ، والذى أدى فى السنوات الأخيرة الى ظهور كل من علم النفس المعرفى وعلم النفس الانسانى على حد سواء (راجع فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

ثالثا: الاختبارات

حين تتحول المهمة task التى يستخدمها الباحثون فى الملاحظة العلمية الى موقف على درجة عالية من التقنين فاننا نطلق عليها فى هذه الحالة مصطلح اختبار test .

لعل أشهر تعريفين للاختبار هما تعريف انستازى بأنه " مقياس موضوعى مقنن لعينة من السلوك " ، وتعريف كرونباك بأنه " طريقة منظمة للمقارنة بين سلوك شخصين أو أكثر " . وقد ناقش أحد مؤلفى هذا الكتاب (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٣) هذين التعريفين للوصول الى تعريف يمكن أن يعد أكثر شمولا .

ونبدأ فنقول أن استخدام كرونباك لعبارة " طريقة منظمة " فى تعريفه للاختبار أكثر دقة من كلمة " مقياس " عند أنستازى ، لأن فى قول أنستازى نوع من عدم التمييز بين المصطلح " اختبار " والمصطلح " مقياس " فعلى الرغم من تداخل معانيهما الا أنهما ليسا مترادفين .

فمن ناحية نجد أن لفظ " مقياس " أكثر عمومية لأنه يستخدم فى كل ميادين البحث السيكولوجى عندما نسعى الى الحصول على أوصاف

" كمية " كما هو الحال فى بحوث الادراك والاحساس والحكم والمجال السيكوفيزياشى العام . أى أن اللفظ يستخدم فى الأغراض السيكولوجية العامة ، بل وفى صميم علم النفس التجريبى . فكثيرا ماتقيس التعلم أو الاستجابة أو المثير ، وتستخدم فى هذه الأغراض المقاييس الفيزيائية .

ويطلق على المقياس لفظ اختبار فى مجال استخدامه فى ميادين علم النفس الفارق وحده .وعلى هذا فان استخدام الزمن كمقياس للعتبات الفارقة أو التعلم أو الادراك يمكن أن تستخدم " كاختبار " اذا تحول اهتمامنا به الى ميدان الفروق الفردية . الا أن الاختبار يتكون فى العادة من عدد الأسئلة أو المفردات التى لاتأخذ صورة مقاييس النسبة هذه وانما قد تكون من نوع مقاييس المسافة أو الرتبة ، ومعنى ذلك أنه ليست جميع المقاييس اختبارات الا عند الاهتمام بعلم النفس الفارق . وفى هذه الحالة فقط يمكن أن يحل لفظا اختبار ومقياس كل منهما محل الآخر .

ومن ناحية أخرى ليست جميع الاختبارات مقاييس . وقد أشرنا الى معنى القياس فى الفصل الثانى وهو فى كل الأحوال يتطلب نوعا من الوصف الكمى سواء كان من نوع الكم المتصل أو الكم المنفصل .وليست جميع الاختبارات من هذا القبيل . فقد نجد بعض الاختبارات التى لاتعطى درجة للمفحوص وانما يستخدمها الفاحص لمساعدته على الوصول الى وصف لفظى أو كيفى للمفحوص (مثل طرق الملاحظة) .ولايتطلب الأمر فى هذه الأحوال استخدام المقاييس من أى مستوى من المستويات .

ومادامت الاختبارات هى فى جوهرها أدوات الدراسة العلمية للفروق الفردية فانها تسعى فى معظمها الى المقارنة كما يقول كرونباك فى تعريفه . الا أن هذه المقارنة لاتتضمن المقارنة بين الأفراد فى ضوء معيار Norm فحسب ، وانما تتضمن أيضا المقارنة داخل الأفراد فى ضوء مستوى Standard أو محك Criterion . كما أن هذه المقارنة

لاتكون فى عينة من السلوك فقط ، كما هو الحال فى الاختبارات المنسوبة الى المعيار ، وانما تشمل أيضا المقارنة فى "كل" السلوك كما هو الحال فى الاختبارات المنسوبة الى المحك .

والمعيار هو أساس للحكم على أداء المفحوصين والمقارنة بينهم فى ضوء أدائهم الفعلى ، ويأخذ الصيغة الكمية فى أغلب الأحوال ، ويتحدد فى ضوء الخصائص الواقعية لهذا الأداء ، ومن ذلك استخدام المتوسط الحسابى لدرجات عينة التقنين معيارا لوصف الأداء العادى فى الاختبار ، وفى ضوئه تتحدد الأوضاع النسبية للأفراد فنقول أعلى من المتوسط أو أقل من المتوسط أو متوسط .

أما المستوى فيتشابه مع المعيار فى أنه أساس للحكم على الأداء فى ضوء هذا الأداء ذاته ، الا أنه يختلف عنه فى جانبين : أولهما أنه قد يأخذ الصورة الكمية أو الكيفية ، وثانيهما أنه يتحدد فى ضوء مايجب أن يكون عليه الأداء وليس ماهو عليه بالفعل . ومن هذه المستويات مانجده فى نظم الامتحانات المعتادة حين نقارن درجات التلاميذ فى هذه الامتحانات بنظام النهايات الصغرى والكبرى ، أو حين تتحدد تقديرات النجاح قبليا فى صورة ضعيف ومقبول وجيد وممتاز فى ضوء نسب مئوية من النهاية العظمى للمادة الدراسية توضع مقدما ولاتحسب بالطرق الاحصائية فى ضوء الأداء الفعلى فى الامتحانات . وهذه جميعا وسائل غير دقيقة فى تحديد المستوى ، أما أفضل الطرق فتكون حين يقارن الأداء كما يحدده الاختبار بمستوى الجودة أو الاتقان أو التمكن الذى يحدده الهدف التربوى أو التعليمى أو المهنى ، ويكون تحديد هذا المستوى فى الأصل قد تم فى ضوء مايجب أن يكون عليه الأداء .

أما المحك فهو أساس خارجى مستقل للحكم على الأداء فى الاختبار ، وقد تكون هذه المحكات كمية أو كيفية ، فمثلا لكى نحكم على نجاح

برنامج تعليمى أو تدريبى فى تحقيق أهدافه يمكن مقارنة أداء المتدربين فى الاختبارات التحصيلية المرتبطة بهذا البرنامج بمستويات الكفاية الانتاجية التى تتحدد فى الميدان الفعلى للعمل .

وقد توصل فؤاد أبوحطب(١٩٨٣) الى تعريف أكثر شمولا ودقة من تعريف كل من انستازى وكرونباك اللذين أشرنا اليهما بقوله :

" الاختبار النفسى هو طريقة منظمة للمقارنة بين الأفراد أو داخل الفرد الواحد فى السلوك أو فى عينة منه فى ضوء معيار أو مستوى أو محك " .

أنواع الاختبارات :

توجد طرق عديدة لتصنيف الاختبارات لايتسع المقام لتناولها بالتفصيل ، وحسبنا أن نعرض هنا للنظام التصنيفى الذى اقترحه فؤاد أبو حطب (١٩٨٣) ، وفيه يعرض خمسة أسس يمكن فى ضوئها تصنيف الاختبارات التى تتناول القدرات العقلية وهى : الشكل والأداء والمحتوى والكيف والعمليات المتضمنة فيها . وفيما يلى عرض لهذه الأسس :

(١) من حيث الشكل form : ويقصد بها الطريقة التى يقدم بها الاختبار للمفحوص ، وفى هذا الصدد يمكن التمييز بين الاختبارات الفردية والاختبارات الجماعية . والاختبار الفردى هو فى جوهره نوع من المقابلة يقوم الفاحص فيها بتوجيه الأسئلة للمفحوص وتسجيل اجاباته وتقديرها . أما الاختبار الجماعى فيمكن تطبيقه على عدد كبير من الأشخاص فى نفس الوقت ، ويقوم كل منهم بتسجيل اجاباته بنفسه .

(٢) من حيث الأداء performance : أى النشاط الذى يصدر عن

المفحوص . وهنا نميز بين اختبارات الورقة والقلم (الكتابية) والاختبارات العملية ، وفى النوع الأول يفكر المفحوص فى المشكلات التى تعرض عليه تفكيرا ضمنيا أو مضمرا ثم يسجل نتائج تفكيره ، أما فى النوع الثانى فيقوم المفحوص بمعالجة المواد التى يتألف منها الاختبار معالجة صريحة .

(٣) من حيث المحتوى content : أى المادة التى تصاغ منها مفردات الاختبار . وهنا نجد التمييز الأساس بين الاختبارات اللغوية والاختبارات غير اللغوية . ويجب أن نلاحظ هنا أن هذا التصنيف ليس مطابقا للتصنيف السابق . فاختبارات الورقة والقلم قد تكون لفظية أو غير لفظية ، وكذلك الاختبارات العملية . وعادة ماتتكون مادة اختبارات الورقة والقلم غير اللغوية من صور أو رسوم ، وتتخذ تعليماتها صورة الايماءات أو الاشارات . أما الاختبارات العملية اللغوية فمن أشهر أمثلتها اختبارات القراءة الجهرية . ويمكن أن نميز داخل هذه الفئات الأساسية للمحتوى فئات أخرى مثل الاختبارات اللفظية فى مقابل الاختبارات العددية ، واختبارات الصور فى مقابل اختبارات الرسوم والأشكال الهندسية . الخ .

(٤) من حيث الكيف quality : وهنا نميز بين اختبارات السرعة واختبارات القوة . وتعتمد درجة المفحوص فى اختبارات السرعة على عدد الأسئلة التى يستطيع الاجابة عليها فى الزمن المسموح به ، أما اختبارات القوة فان هذه الدرجة تعتمد على صعوبة الأسئلة التى يستطيع الاجابة عليها .

(٥) من حيث العمليات processes : وفى هذا الصدد يمكن التمييز بين الاختبارات فى ضوء العمليات والمفاهيم التى نقيسها ومن ذلك اختبارات الذكاء والابداع والتحصيل والكفاءة والاستعداد وغيرها .

أنواع المفردات التي تتألف منها الاختبارات :

(١) أسئلة الاختيار من متعدد (التعرف) : وهو أكثر الأنواع شيوعا وتقيس بكفاءة النواتج البسيطة للتعلم ، وفيها يتكون السؤال من مشكلة (قد تصاغ في صورة سؤال مباشر أو عبارة ناقصة) تسمى الجذر stem وقائمة من الحلول المقترحة تسمى البدائل الاختيارية alternative ، ويطلب من المفحوص قراءة جذر السؤال وقائمة البدائل وانتقاء البديل الصحيح أو الأفضل .

(٢) أسئلة المزاوجة : وتتألف من عمودين متوازيين يحتوى كل منهما على مجموعة من العبارات أو الرموز أو الكلمات ، أحدهما (وعادة مايكون الى اليمين) يسمى المقدمات والثاني (الى اليسار) يسمى الاستجابات . وعلى المفحوص أن يزاوج بين كل عنصر في قائمة المقدمات ومايناظره في قائمة الاستجابات .

(٣) أسئلة البديلين : وتتطلب اختيار اجابة واحدة من اجابتين كالحكم على العبارة بالصواب أو الخطأ ، أو الاجابة بنعم أو لا ، أو الحكم على العبارة بأنها تدل على رأى أو حقيقة ، أو تقدير عبارة بالموافقة أو المعارضة ، ويستخدم هذا النوع في قياس نتائج التعلم التمييزى البسيط .

(٤) الأسئلة التفسيرية : ظهر هذا النوع من الاختبارات للتغلب على بعض مشكلات أسئلة البديلين التقليدية وخاصة مايتصل بتأثرها البالغ بالتخمين . ويتكون السؤال التفسيرى من سلسلة من الأسئلة الموضوعية تعتمد على مجموعة مشتركة من البيانات الأولية (المعطيات) ، وقد تكون هذه المعطيات في صورة مواد مكتوبة أو جداول أو رسوم أو أشكال أو خرائط أو صور . وقد تتخذ الأسئلة المرتبطة بها أنواعا مختلفة ولكنها في الغالب تأخذ صورة الاختيار من متعدد. ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص أن يقرأ المعطيات والعبارات

تحتها ثم يحكم على كل عبارة بأن يضع مثلا :

الرمز (أ) اذا كانت العبارة صحيحة تماما .
أو الرمز (ب) اذا كانت العبارة محتملة الصواب .
أو الرمز (ج) اذا كانت المعطيات لاتكفى للحكم على العبارة بالصحة أو الخطأ .
أو الرمز (د) اذا كانت العبارة محتملة الخطأ .
أو الرمز (هـ) اذا كانت العبارة خاطئة تماما .

(٥) أسئلة الترتيب : وفيها يقوم المفحوص باعادة ترتيب عناصر أو خطوات أو مراحل أو أحداث أو اجراءات أو تواريخ فى تسلسل طبيعى منطقى .

(٦) أسئلة الاجابة القصيرة (الاستدعاء) : ويتطلب هذا النوع من الأسئلة أن ينتج المفحوص استجابته وليس مجرد التعرف عليها — كما هو الحال فى أسئلة الاختيار من متعدد — ولذلك تسمى أحيانا أسئلة التكميل .

ويمكن القول أن هذا النوع قد يتطلب اجابة قصيرة اذا عرضت المشكلة فى صورة سؤال مباشر ، أو تكملة اذا عرضت فى صورة عبارة ناقصة . وتوجد أنواع أخرى من هذا النوع منها اعداد القوائم والتى تسمى أحيانا أسئلة المقال القصير ، وأسئلة القياس التمثيلى وأسئلة المشكلات (أو المسائل) وأسئلة التعيين (كأن يطلب من المفحوص تحديد الأجزاء الناقصة فى جملة أو رسم أو شكل) .

(٧) أسئلة الاجابة الطويلة (المقال) : رغم الاستخدام الواسع للاختبارات الموضوعية التى أشرنا اليها لاتزال توجد مواقف لاتصلح لها الا أسئلة المقال ، ومنها القدرة على عرض وتنظيم وتكامل الأفكار ، والقدرة على التعبير الكتابى ، والقدرة على اعطاء التفسيرات والتطبيقات للمفاهيم والمبادىء ، والقدرة على حل المشكلة و التفكير الابتكارى .

ومن أهم خصائص أسئلة المقال حرية الاستجابة . وفي هذا جدواها كمقياس للتحصيل المعقد ، وفيه أيضا تكمن صعوبات التصحيح التي تجعل منها أدوات أقل كفاءة في قياس الحقائق والمعلومات . ومعنى هذا أن أسئلة المقال يجب أن تستخدم حيث لاتصلح الاختبارات الموضوعية .

(٨) الأسئلة العملية : تستخدم الأسئلة العملية كوسائل موضوعية لتقدير الكفاءة التي يؤدى بها أحد أعمال المهارة .وتنقسم هذه الأسئلة الى ثلاثة أنواع :

(أ) أسئلة التعرف : وتتطلب من المفحوص التعرف على الخصائص الأساسية للأداء (كأن تعزف قطعة موسيقية ويطلب من المفحوص تحديد الأخطاء أو النقائص في الأداء) . أو تحديد الأجزاء التي تتألف منها احدى الآلات ، أو اختيار الآلة أو الجهاز المناسب لعمل معين ، أو تحديد العينات ، أو تصنيف الأشياء ، أو انتقاء عمل أدبي أو فني ممتاز .

(ب) الأسئلة التي تتضمن مواقف تشبه المواقف الطبيعية : فهي تهدف الى قياس الأنشطة الأساسية في العمل ، وتسمى أحيانا اختبارات النماذج المصغرة.

(ج) أسئلة عينة العمل : وهي عبارة عن محاولات " مضبوطة " أو " مقننة " في الظروف الواقعية للعمل . وتنقسم هذه الاختبارات الى نوعية أساسيين : أولهما الاختبارات التي يسهل التمييز فيها بين الصواب والخطأ في الأداء وبالتالي يمكن تصحيحها بسهولة مثل التصويب والأداء العضلي في التربية البدنية والتجميع الميكانيكي والكتابة على الآلة الكاتبة . والنوع الثاني هو الاختبارات التي تعتمد على حكم المراقبين والفاحصين لتقويم الأداء واعطاء درجة أو رتبة كما هو الحال في عزف الآلات الموسيقية والتربية العملية .ويتطلب هذا النوع استخدام مقاييس التقدير أو قوائم الملاحظة .

(٩) الأسئلة الشفوية : السؤال الشفوى هو مزيج من سؤال المقال والسؤال العملى ، وله فائدته فى دراسة "العمليات المعرفية" التى يستخدمها المفحوص فى الاجابة على أسئلة معينة ، ولذلك فهو أداة نافعة فى تشخيص الصعوبات ، بل انه فى بعض الأحوال هو الأسلوب الأوحد فى تقويم التلميذ كما هو الحال عند صغار الأطفال فى مرحلة ماقبل المدرسة وفى الصفوف الأولى من المرحلة الابتدائية ، وفى قياس بعض نواتج التعلم اللغوى (كالقراءة الجهرية) .

رابعا : مقاييس التقدير وقوائم المراجعة

تستخدم مقاييس التقدير rating scales حيثما يمكن تحديد مدى توافر خاصية سلوكية معينة ، وخاصة فى المواقف التى يكون فيها للأداء الناتج جوانب متعددة يتطلب كل منها نوعا من التقدير فى بعد منفصل . فمثلا لاعداد مقياس تقدير لتقويم قدرة التلاميذ على الخطابة يستعين به المعلم عند ملاحظة التلميذ والاستماع اليه وهو يؤدى خطبة نهتم فى هذه الحالة بالجوانب الآتية : ملاءمة المحتوى، التنظيم ، سهولة العرض ، صحة النحو ، القدرة على التعبير ، استخدام الايماءات والارشادات ، تنويع الصوت ، ويعطى لكل منها مقياس منفصل ، أى أن كلا منها يمثل بعدا منفصلا .

وتوجد طرق كثيرة لاعداد مقياس التقدير وأشهرها طريقة اعداد فئات للتقدير تمتد من الأقل الى الأكبر . وتدل الممارسة العملية على أن الحد الأدنى لعدد هذه الفئات هو ثلاث فئات لتوفير نقطة للتوسط أو الحياد مثل :

هل كان تنويع الصوت فى الخطبة كافيا ؟

ـــ ضعيف ـــ متوسط ـــ جيد

ويمكن استخدام مقياس تقدير خماسي (أى مؤلف من خمس فئات على النحو الآتي) .

الى أى حد كان محتوى الخطبة ملائما ؟

ضعيف جدا — ضعيف — متوسط — جيد — جيد جدا

ويمكن أن تستخدم الأرقام بدلا من الكلمات كما يلي :

هل يظهر التلميذ تنظيما جيدا وتتابعا منطقيا لأفكاره ؟

١ — ٢ — ٣ — ٤ — ٥

وبالطبع يمكن لعدد الفئات أن يكون سبعا أو تسعا من الفئات أو احدى عشرة فئة أو أكثر من ذلك . الا أن الشائع كحد أقصى لعدد الفئات هو سبع وفى جميع الأحوال يجب أن يكون هذا العدد فرديا لتوفير نقطة التوسط أو الحياد أو الصفر الاعتباطى فى المقياس كما أشرنا .

وقد يتطلب الأمر مزيدا من التوضيح لفئات التقدير تحقيقا لقدر أكبر من الاتفاق بين الملاحظين وفيما يلى توضيح للفئات الرقمية السابقة .

(١) لايتحدث فى الموضوع ، ويتناول أفكارا كثيرة غير مرتبطة .
(٢) لايثير مسائل عظمى فى الخطبة ، ومعظم أفكاره ترتبط فيما بينها الى حد ما .
(٣) يبذل جهدا واضحا فى تحديد موضوعه ، يستبعد بعض الخطوات ويتحدث فى بعض المسائل غير المرتبطة .
(٤) الموضوع جيد التنظيم ، فقليلا مايستبعد بعض الخطوات أو يتحدث فى مسائل غير مرتبطة .

(٥) الموضوع منظم بشكل واضح ويتضمن جميع الأفكار الهامة ولايتحدث فى أى مسألة غير مرتبطة .

وتختلف فئات مقياس التقدير حسب طبيعة الظاهرة موضع البحث . ومن أشهر هذه الفئات الاشارة الى تكرار حدوث سلوك معين على أنه يحدث :

دائما	كثيرا	أحيانا	قليلا	نادرا
—	—	—	—	—

وقد يتألف مقياس التقدير من قطبين متضادين بينهما درجات من كل منهما . ومن ذلك مثلا فى دراسة التفاعل اللفظى داخل الفصل قد يستخدم الباحث مقياس التقدير الذاتى الذى يسجل معدل حدوث سلوك التحدث الصادر عن كل من المعلم والتلميذ :

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
يتحدث التلميذ طول الوقت	يتحدث التلميذ معظم الوقت	يتساوى وقت التحدث عند كل من المعلم والتلميذ	يتحدث المعلم معظم الوقت	يتحدث المعلم طول الوقت

وفى بعض الأحيان يستخدم الباحثون الوصف اللفظى لنهايتى المقياس فقط وتترك الفئات الأخرى دون تحديد ، ومن ذلك :

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
دائما يسأل التلاميذ				نادرا مايسأل التلاميذ

وقد يصف البعض الفئة الوسطى أيضا ، وفى المثال السابق تصبح الفئة (٣) كما يلى (يسأل التلاميذ أحيانا) .

وقد يستخدم الباحث فى مقياس التقدير لغة الكم الكاملة ، ومن

ذلك استخدام خط مستقيم له نهايتان واضحتان ، وعلى المقدر أن يحدد مدى توافر الخاصية عند نقطة بين النهايتين ، وبعدئذ يقوم الباحث بقياس طول المسافة بين احدى النهايتين ونقطة التقدير بالميللمتر أو السنتيمتر ، ويكون هذا الطول مقياسا للخاصية . ويوضح ذلك المثال الآتى :

ضعف روح الفكاهة ——————————— قوة روح الفكاهة

وتوجد طريقة أخرى شائعة ذات طبيعة كمية أيضا ، وفيها يطلب من المقدر أن يستخدم أى رقم صحيح يمتد من صفر الى ١٠ ،أو من صفر الى ١٠٠ (أو الى أى عدد يحدده الباحث) ليدل على مقدار مايتوافر فى المفحوص من صفة أو خاصية ، وفى هذه الحالة يدل الرقم١٠(أو ١٠٠) على أقصى قوة للخاصية والرقم صفر على انعدامها .

وتفيد مقاييس التقدير فى جمع البيانات عن كثير من أنماط السلوك الانسانى ، وخاصة الأداء المتعدد الجوانب مثل القراءة الجهرية والتمثيل والقيادة والمشاركة فى الألعاب الرياضية وعزف الآلات الموسيقية والقيام بالتجارب المعملية . الا أن أهميتها لاتقتصر على هذه النواتج العملية والحركية فقط وانما تفيد أيضا فى تقويم بعض النواتج الكتابية التى لاتصلح لها الاختبارات الموضوعية مثل تقويم اختبارات المقال والكتابة والخط والرسم وغيره من الفنون التشكيلية . وفى حالة استخدامها فى تقويم النواتج العملية والحركية تفيد كثيرا فى تنظيم الملاحظة .

ويجب أن نشير هنا الى أن مقاييس التقدير تستخدم كثيرا فى جمع البيانات عن بعض جوانب السلوك التى يلجأ فيها الباحثون الى استطلاع رأى الخبراء أو الرؤساء أو الأقران حول بعض جوانب السلوك المعقد

فى المفحوصين مثل سمات الشخصية والمهارات الحركية المعقدة .

وقد يلجأ بعض الباحثين الى استخدام أسلوب أبسط كثيرا من مقاييس التقدير فى الحصول على هذه البيانات ، يسمى قائمة المراجعة checklist ، والتى تتألف من قائمة من العناصرالتى يطلب فيها من المقدر مجرد تحديد درجة توافر العنصر أو توافره، وقد يتحدد ذلك بالاجابة بنعم أو لا بالنسبة لكل عنصر من عناصر القائمة وقد تستخدم الاشارة (+) للدلالة على وجود الظاهرة و (-) على عدم وجودها . تأمل القائمة التالية التى تستخدم فى تقويم مدى جودة تقرير البحث :

		نعم	لا
(١)	هل العنوان واضح ودقيق ؟	نعم	لا
(٢)	هل صيغت المشكلة بوضوح ؟	نعم	لا
(٣)	هل صيغت الفروض بدقة ؟	نعم	لا
(٤)	هل تم تعريف المصطلحات الهامة ؟	نعم	لا
(٥)	هل استخدم التحليل الاحصائى المناسب ؟	نعم	لا
(٦)	هل غطت الدراسات السابقة الميدان تغطية ملائمة ؟	نعم	لا
(٧)	هل سجل الباحث النتائج الهامة لهذه الدراسات ؟	نعم	لا
(٨)	هل قام بنقد هذه الدراسات وتحليلها ؟	نعم	لا
(٩)	هل تلخيص الباحث لهذه الدراسات جيد ؟	نعم	لا
(١٠)	هل وصف الباحث الاجراءات التى استخدمها بطريقة ملائمة ؟	نعم	لا
(١١)	هل عينة البحث مناسبة ؟	نعم	لا
(١٢)	هل تصميم البحث جيد ؟	نعم	لا
(١٣)	هل تحكم الباحث فى المتغيرات الدخيلة ؟	نعم	لا
(١٤)	هل استخدم الباحث أدوات ملائمة لجمع البيانات ؟	نعم	لا

وتوجد فى كل من مقاييس التقدير وقوائم الملاحظة بصفة مشكلات

تتناولها بالتفصيل المؤلفات المتخصصة ، ولعل أهمها أثر الهالة ، وأخطاء المبالغة أو التهوين ، ويمكن للقارئ الرجوع اليها في موضع آخر (فؤاد أبو حطب وآخرون ، ١٩٨٧) .

رابعا : وسائل التقدير الذاتي

تتطلب بعض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أن يعطي المفحوص مباشرة بيانات عن نفسه هو ، ويشمل ذلك مايعرفه أو يتذكره (معلومات) أو مايفضله (ميول وقيم) أو مايعتقده (اتجاهات) .

ولاستكشاف العالم الداخلي للمفحوص تستخدم أنواع مختلفة من الأسئلة وحين توجه هذه الأسئلة كتابيا تسمى الأداة في هذه الحالة استفتاء أو استبيانا questionnaire ، وفي هذه الحالة يمكن تطبيقها جماعيا بسهولة ويسر . أما اذا وجهت الأسئلة شفويا وبطريقة فردية فان أداة جمع البيانات تسمى في هذه الحالة مقابلة interview .

الا أن هذا لايعني أن المقابلة هي استبيان يطبق شفويا وفرديا فحسب . انها بالاضافة الى ذلك تهيئ الفرصة للفاحص أن يلاحظ "كيف" يقول المفحوص شيئا معينا الى جانب مايقوله بالفعل ، كاللهجة ونبرات الصوت والابتسام وطريقة الكلام والايماءات والاشارات وتعبيرات الوجه وغيرها من وسائل التواصل غير اللفظي .

ومع هذه الاختلافات فان كلا من الاستبيان والمقابلة وسائل هامة في الحصول على المعلومات من المفحوص نفسه دون حاجة الى ملاحظته في مواقف طبيعية أو معملية ، أو تقديم عينة من مهام مقننة اليه يؤديها كما هو الحال في الاختبارات . ولهذا تسمى وسائل التقرير الذاتي self-report .

مشكلات وسائل التقرير الذاتى :

يجب على الباحث أن يتنبه الى بضعة مشكلات جوهرية متضمنة فى وسائل التقرير الذاتى (الاستبيان والمقابلة) وخاصة حين تتناول (وهو الأغلب) الجوانب الانفعالية والوجدانية من سلوك الانسان والتى نلخصها فيما يلى :

(١) جوانب السلوك الوجدانى كالاتجاهات والقيم والسمات المزاجية تعد من المسائل الخاصة التى لايكشف عنها الا صاحبها اذا شاء . ولايمكن اجباره على ذلك أبدا . واحترام العالم الداخلى للانسان عميق الجذور فى جميع الأديان السماوية ، كما أنه من القيم الرائعة فى الفكر الديموقراطى الحديث . ومعنى ذلك أن ثقة المفحوص فى الفاحص شرط جوهرى للحصول على البيانات الصحيحة بوسائل التقرير الذاتى .

(٢) قد تختلط الأمور عند المفحوص فيجيب على أسئلة الاستبيان أو المقابلة لابوصف سلوكه كما يحدث بالفعل ، وانما كما يجب أن يكون عليه السلوك الانسانى ، أو كما يحب الفاحص أن يقرأ له أو يسمع منه ، أو السلوك كما هو مرغوب فيه فى الثقافة الى يعيش فيها هذا المفحوص .

(٣) قد يلجأ المفحوص ـ فى حالة السلوك ذى الشحنة الانفعالية أو الاجتماعية العالية ـ الى تزييف الاستجابة على أسئلة الاستبيان أو المقابلة لاعطاء صورة غير صحيحة تتفق مع المرغوبية الوجدانية أو الاجتماعية .

(٤) قد يعجز المفحوص عن ادراك المقصود بالسلوك المطلوب اعطاء تقرير ذاتى عنه . وقد يكون المسئول عن ذلك طبيعة الأسئلة المطروحة التى قد تتسم بالغموض أو عدم الدقة . ويمكن للقارئ

أن يراجع عددا كبيرا من الاستبيانات المتاحة باللغة العربية ليدرك مدى الغموض فيها نتيجة الترجمة الحرفية أو المحرفة عن اللغات الأجنبية . وبهذا تكون هذه الأدوات فى ذاتها مصدرا لسوء فهم المفحوص لسلوكه .

(٥) وسائل التقرير الذاتي - فى أحسن حالاتها - لاتقيس مايعتقده الفرد أو مايفعله بالفعل وانما مايقول انه يعتقده أو يفعله . ومن المعروف أن جوانب النشاط الوجدانى والانفعالى تتسم فى جوهرها بصعوبة التعبير عنها لفظيا ، ناهيك عن التناقض الذى قد يحدث بين السلوك كما هو بالفعل ، وبين التعبير اللفظى عنه . ففى بعض الأحيان قد يقول الانسان مالايفعل أو يعتقد أو يفعل . وقد تزداد هذه الفجوة بين السلوك الفعلى وطرق التعبير اللفظى عنه بسبب عوامل كثيرة بعضها قد يكون داخل المفحوص وبعضها الآخر خارجه .

أنواع المفردات التى تتألف منها وسائل التقرير الذاتي :

يمكن أن تصنف المفردات التى تتألف منها وسائل التقرير الذاتى كأدوات لجمع المعلومات فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية على النحو الآتى :

(١) الأسئلة فى مقابل العبارات : يمكن أن يتألف الاستبيان أو المقابلة من أسئلة مباشرة يطلب من المفحوص اجابة عليها . وأغلب هذه الأسئلة يستخدم أداة الاستفهام (هل) وتكون الاجابة عليها بـ (نعم) أو (لا) ومن ذلك المثال الآتى :

هل ترى أن عقاب التلاميذ يؤدى الى ضبط الفصل ؟ نعم لا

وفى أحيان أخرى كثيرة تعتمد وسائل التقرير الذاتى على العبارات التى تتألف من جمل خبرية تتطلب الحكم عليها بالصواب أو الخطأ ، أو الاستجابة لها بالموافقة أو المعارضة ، أو التعبير

إزاءها بأنها تنطبق أو لاتنطبق عليه ، الى غير ذلك من طرق الاستجابة التي تختلف حسب طبيعة الظاهرة المقيسة ، ومن ذلك تحويل السؤال السابق الى عبارة على النحو التالي :

عقاب التلاميذ يؤدى الى ضبط الفصل ؟ موافق معارض

وبالطبع لاتوجد طريقة تحدد الاختيار بين السؤال والعبارة ، فهما متساويان في القدرة على اصدار الاستجابة .. الا أن الفيصل هو طريقة الاستجابة التي يفضلها الفاحص والتي تؤلف البيانات التي تخضع للتحليل في البحث .

(٢) الصيغة المباشرة فى مقابل الصيغة غير المباشرة : وتتحدد درجة المباشرة في السؤال أو العبارة في درجة وضوح العلاقة بين كل منهما والاستجابة . فاذا كانت المفردة تطلب من المفحوص أن يحدد درجة رضائه عن الدراسة فان السؤال أو العبارة عندئذ تكون من النوع المباشر . أما في حالة المفردة غير المباشرة فان الفاحص يطلب من المفحوص أن يجيب على أسئلة أو يستجيب لعبارات تتناول مختلف جوانب الدراسة مثل المعلم والتدريس وجو الدراسة ، وبعد ذلك يستنتج من نمط استجاباته درجة الرضا عن دراسته . ومعنى ذلك أن الباحث في الطريقة غير المباشرة قد يحتاج الى صياغة عدد من المفردات ليجمع معلومات عن جانب واحد من جوانب السلوك الانساني ، واذا فعل ذلك يصبح الهدف من جمع البيانات أقل وضوحا ، وبذلك يمكن أن يدفع المفحوص الى اصدار استجابات تتسم بمقدار أكبر من الحرية والصراحة .

(٣) المفردات الخاصة فى مقابل المفردات العامة : تتناول المفردة الخاصة شيئا أو شخصا أو فكرة يطلب من المفحوص أن يحدد ازاءها أو ازاءه رأيه أو اتجاهه أو معتقده أو مفهومه . ومن ذلك مثلا اتجاه التلميذ نحو أسلوب تدريس المعلم (س) . أما المفردة العامة فتتناول نطاقا أوسع مثل أسلوب التدريس باستخدام طريقة الاكتشاف .

وبالطبع فان السؤال الخاص ـ شأنه شأن السؤال المباشر ـ قد يثير حذر المفحوص وحرصه ، أما السؤال العام فقد يسمح للمفحوص بمزيد من الحرية والصراحة وقد يدفعه الى تزويد الباحث بالمعلومات المطلوبة دون قيود صارمة .

(٤) مفردات الحقائق فى مقابل مفردات الآراء : والمفردة الحقائقية هى التى لاتتناول المسائل الخلافية والقضايا الجدلية ، ومن ذلك سؤال المفحوص عن عمره أو مستواه التعليمى أو وضعه الزواجى . أما مفردة الرأى فتسأل المفحوص أن يحدد موقفه ازاء قضايا ذات طابع جدلى أو خلافى ومن ذلك أن يسأل عن رأيه فى أهمية مرحلة الشباب (العمر) أو مدى رضائه عن مستواه التعليمى ، أو درجة السعادة الزواجية التى يشعر بها . ويجب أن ننبه هنا الى أن أسئلة الحقيقة قد لاتزود الباحث باجابات حقائقية بالفعل وذلك بسبب رغبة المفحوص اعطاء انطباع معين عن نفسه أحيانا ، أو بسبب ضعف ذاكرته أحيانا أخرى . وأشهر الأمثلة لهذا النوع من الأسئلة الحقائقية مايتناول الدخل السنوى . أما أسئلة الرأى فقد لاتعبر بدورها عن الرأى الصحيح للمفحوص لأسباب تتصل بالمرغوبية الاجتماعية التى أشرنا اليها من قبل . ويمثل ذلك بعض مصادر التحيز فى استجابات المفحوصين التى يجب أن يهتم بها الباحث ليقلل من آثرها فى تشويه نتائجه .

(٥) المفردات البسيطة فى مقابل مفردات التعمق : تتطلب بعض الاستبيانات والمقابلات من المفحوص أن يجيب على جميع المفردات ، بينما يصمم البعض الآخر بحيث تعتمد على اجابة المفحوص على بعض المفردات التالية أو عدم الاجابة عليها . ومن ذلك مثلا اذا سئل المفحوص : هل أنت متزوج فانه اذا أجاب (بنعم) تقدم له سلسلة من الأسئلة حول الحياة الزوجية والعلاقة بين الزوجين تسمى أسئلة التعمق ، أما اذا أجاب (بلا) فانه يطلب منه ترك هذه الأسئلة جميعا والانتقال الى الأسئلة التالية . وفى نوع آخر من أسئلة التعمق قد تشمل وجهتى الاستجابة . ومن ذلك اذا سئل المعلم عن

اتجاهه ازاء العقاب البدنى فى المدرسة فانه اذا أجاب بالموافقة تقدم اليه سلسلة من أسئلة التعمق حول مزيد من التفصيل عن نظرته الى أهمية العقاب البدنى ، وكذلك اذا أجاب بالمعارضة فانه تقدم اليه سلسلة أخرى من أسئلة التعمق حول هذه النظرة المضادة .

طرق استجابة المفحوص لوسائل التقرير الذاتى :

الى جانب التنوع فى طبيعة المفردات التى تتألف منها وسائل التقرير الذاتى يوجد تنوع آخر فى طرق استجابة المفحوص لها ، ونعرض فيما يلى الطرق الشائعة فى هذا الصدد :

(١) الاستجابة الحرة الطويلة : وفى هذا النوع يسمح للمفحوص باصدار استجابته بحرية كاملة دون قيود على محتواها أو مقدارها . وتكون الاستجابة فى هذه الحالة أقرب الى سؤال المقال الذى عرضناه فيما سبق . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص أن يكتب " قصة " أو " موضوعا " حول صورة معروفة (فى اختبار تفهم الموضوع) ، أو يجيب بشبه مقال حول سؤال : لماذا لا أحب الرياضيات ؟

(٢) الاستجابة الحرة القصيرة (التكميل) : وفيها يطلب من المفحوص أن يجيب على السؤال باصدار استجابة قصيرة قد لاتتجاوز كلمة واحدة أو عبارة قصيرة جدا . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص اعطاء أول كلمة تخطر على ذهنه حين يسمع أو يقرأ كلمة " منزل " فيما يسمى اختبار تداعى الكلمات (فؤاد أبو حطب ، ١٩٧٧) .

(٣) الاستجابة المقيدة : وهذا النوع من الاستجابة أشبه بما تناولناه آنفا فى موضوع الاختبارات باسم الاختيار من بديلين أو الاختيار من متعدد . وفى البديلين فان الاجابة الأكثر شيوعا على السؤال هى بنعم أو لا أو على العبارة بالصواب أو الخطأ أو بالموافقة أو المعارضة ، أو بالتفضيل أو عدم التفضيل ، أو بالانطباق على

الشخص أو عدم الانطباق عليه ، وهكذا . وتسمى هذه الاستجابة التصنيفية categorical وهي من نوع المقاييس الاسمية حيث لايوجد فيها لغة الكم*. أما في حالة البدائل المتعددة فتعرض على المفحوص درجات من الموافقة أو التفضيل . وكذلك حين يطلب منه اعطاء عناصر موضوع معين ، فانه قد يزود بقائمة من هذه العناصر ليختار منها استجابته (بدلا من أن ينتج هو هذه العناصر) . فمثلا اذا سئل المعلمون هل يوافقون على اطالة اليوم المدرسي ، يطلب ممن يجيب (بنعم) أن يختار سببا لذلك من بين قائمة من الأسباب المقترحة . وكذلك الشأن بالنسبة لمن يجيبون (بلا) . وقد يشعر بعض الباحثين بأن العناصر المقترحة في الاستبيان أو في المقابلة للاختيار من بينها ليست شاملة فيضيفون الى ذلك بديلا من نوع (غير ذلك من العناصر) ويطلب من المفحوص أن يسجله . وتسمى هذه الاستجابة أحيانا استجابة قوائم المراجعة checklist ، ومن الواضح أنها لاتتضمن أيضا لغة الكم* ، وبالتالي فان الأداة التي تشملها تنتمي الى مانسميه المقاييس الاسمية (راجع الفصل الثاني) .

(٤) استجابة الترتيب : في هذا النوع من الاستجابة يطلب من المفحوص ترتيب سلسلة من العبارات أو العناصر تبعا لمحك معين . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص ليس محض اختيار عنصر واحد من العناصر المقدمة واستبعاد العناصر الأخرى (كما هو الحال في الاستجابة المقيدة) وانما يطلب منه ترتيب هذه العناصر حسب الأهمية . وبالطبع فان تناول

---

* يمكن تحويل البيانات التصنيفية الى مقياس مسافة باستخدام عدد الاستجابات في وجهة معينة (نعم - صواب - موافق - الخ) في الأداة كلها على أنها درجة المفحوص . ومعنى ذلك أن العدد الكلي أو التراكمي للاستجابات التي تصدر عن المفحوص في الاستبيان يصبح مؤشرا على درجة تكرار الصواب أو الموافقة (الخ) لدى هذا المفحوص . أما اذا لجأ الباحث الى عد المفحوصين الذين ينتمون الى احدى وجهتي الاستجابة في مفردة واحدة من الاستبيان فان هذه البيانات تعد في هذه الحالة من النوع الاسمي .

العناصر على أساس الاختيار- عدم الاختيار يعنى أنها جميعا متساوية فى المكانة ، الا أن الترتيب يتضمن تقديرا للأهمية أو الوضع النسبي لكل منها من الأكثر أهمية مثلا الى الأقل أهمية • وبالطبع حين يستخدم المفحوص هذه الطريقة فى الاستجابة (كما يحددها الاستبيان أو المقابلة) فان البيانات التى يحصل عليها الباحث تنتمى الى مايسمى مقاييس الرتبة (راجع الفصل الثانى) •

(٥) الاستجابة المدرجة : تصل الاستجابة المقيدة الى درجة أعلى من الدقة فى صورة مدرج يطلب فيه من المفحوص أن يعبر عن درجة استجابته •وعادة مايتم تدريج الاستجابة من الضعف الشديد الى القوة الكبيرة ، ويختار الباحث لذلك الفئات الوصفية المناسبة للسؤال أو العبارة • ومن ذلك مثلا اذا سئل المفحوص أن يقدر درجة حدة المشكلة فى مقياس للتوافق أو قائمة للمشكلات فانه قد يختار اجابة من ثلاثة من نوع :

مشكلة خطيرة مشكلة متوسطة مشكلة تافهة

وحين يسأل عن تقرير فرص نجاحه فى المدرسة فقد يختار اجابة من أربعة من نوع :

ممتازة جيدة متوسطة ضعيفة

وحين يطلب منه تحديد درجة موافقته أو معارضته لعبارة فى مقياس للاتجاهات ، فانه قد يختار اجابة من خمسة من نوع :

موافق جدا موافق لارأى لى معارض معارض جدا

وبالطبع قد تزيد البدائل أو تقل فى الأمثلة السابقة ، وفى

جميع الأحوال فانها تتضمن معنى الكم التى قد يصل بالمقياس الى مستوى مقياس المسافة (على النحو الذى بيناه فى الفصل الثانى) حين يهتم الباحث بحساب المسافات المتساوية بين الفئات . وهذا ماسنفعله فى هذا الكتاب فيما بعد .

خامسا : الأساليب الاسقاطية

الاختبارات الاسقاطية Projective Techniques هى من الوسائل الهامة لجميع المعلومات فى البحوث النفسية والتربوية الاجتماعية ، وهى من نوع الاختبارات الادراكية غير محددة البنية ، ومهامها تسمح للمفحوص باصدار عدد غير محدد من الاستجابات المحتملة ، وتعليماتها تتسم بالعمومية التى تسمح للمفحوص باطلاق عنان خياله ، ومثيراتها فيها قدر من الغموض . ويذكر فؤاد أبو حطب وزميلاه (١٩٨٧ : ٤٧٠) أن " الافتراض الكامن وراء هذه الأساليب أن الطريقة التى يدرك بها المفحوص مواد الاختبار ويفسرها ، أى طريقة بنائه للموقف سوف تعكس الجوانب الأساسية لتكوينه النفسى ، أى أن مواد الاختبار سوف تعمل فى هذه الحالة كأنها شاشة عرض يسقط عليها الشخص آراءه واتجاهاته وطموحاته ومخاوفه وصراعاته وعدوانيته وهكذا" .

ويصنف Lindzey (1959) هذه الأساليب فى ضوء خمس فئات أساسية من الاستجابة هى :

(١) استجابة التداعى باستخدام الكلمات أو بقع الحبر .
(٢) استجابة البناء والتركيب باستخدام القصص والصور .
(٣) استجابة التكملة باستخدام الجمل الناقصة أو الأشكال غير المكتملة .
(٤) استجابة الترتيب لعناصر لفظية أو مصورة .
(٥) استجابة التعبير من خلال الرسم أو اللعب أو الموسيقى .

خصائص الأساليب الاسقاطية :

يتميز الأسلوب الاسقاطى - مهما كان نوعه - بعدد من الخصائص نلخصها فيما يلى :

(١) المثيرات والمواقف والتعليمات المستخدمة فى هذه الأساليب تتسم بأنها غير مكتملة البنية وقد تصل الى حد الغموض ، ويشجع ذلك المفحوص على حرية الاستجابة وتنوعها .

(٢) عادة مايكون المفحوص غير واع بالطريقة التى سوف تفسر بها استجاباته ، وبالتالى لاتتأثر الأساليب الاسقاطية بالمرغوبية الاجتماعية أو أساليب الاستجابة التى تتسم بها طرق التقرير الذاتى أو الاختبارات الموضوعية والتى قد يدرك فيها المفحوص بطريقة أو أخرى نوع التفسير الذى قد يعطى للاستجابة .

(٣) لاتوجد فى الأساليب الاسقاطية استجابات محددة مقدما ، وانما هى قابلة للتصنيف بطرق مختلفة . ففى بعض هذه الطرق يكون التركيز على الخصائص الشكلية للاستجابة (اختبار رورشاخ مثلا) ، وفى البعض الآخر يزداد الاهتمام بمحتواها (اختبار تفهم الموضوع مثلا) ، وقد تستند بعض الأساليب الى الطريقتين معا (كالطرق التعبيرية مثل الأدب والفن والموسيقى) .

(٤) الافتراض الأساسى فى الأساليب الاسقاطية أن طريقة المفحوص فى اعادة بناء مواد الاختبار والاستجابة لها هى دالة لخصائص معرفية ووجدانية ، وخاصة الحيل اللاشعورية التى يصعب الوعى بها أو صياغتها فى قالب لفظى.ومعنى ذلك أننا عند استخدام الأساليب الاسقاطية نهتم بالفرد على أنه " عالم من الوقائع الداخلية " ونبحث عن الديناميات التى تميزه ككائن فريد، وليس بالخصائص العامة التى تجعله متشابها مع غيره (حسب المنهج التجريبى) أو مختلفا عنهم (حسب المنهج السيكومترى) .

(٥) من صعوبات الأساليب الاسقاطية ماتتطلبه من وقت وجهد وتدريب فى تصنيف الاستجابات وتصحيحها وتفسيرها . وتحتل مسألة التفسير موضعا هاما لأن المهم هو تحديد دلالة ومغزى كل استجابة وعلاقتها بالصورة العامة الكلية للشخصية . ففى اختبار رورشاخ مثلا يفترض فى استجابات الحركة مثلا أن تظهر الابتكارية والتحليل بينما تظهر استجابات اللون عدم الاستقرار الوجدانى .

الفصل الخامس

طرق تحليل البيانات

أنواع البيانات فى العلوم الانسانية والاجتماعية :

يمكن أن تصنف البيانات التى نستخدمها فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الى فئتين : البيانات الكيفية والبيانات الكمية . الا أنها عند التحليل تصنف الى مانلجأ فيه الى محض العد لنحصل على مايسمى التكرارات ، أو مانلجأ فيه الى تحديد قيم خاصية معينة لنحصل على مايسمى القيم المترية أو القيم القياسية . ومن الطريف أن نؤكد هنا أن علم الاحصاء (على عكس ماهو شائع) يتعامل مع نوعى البيانات . صحيح أن مفهوم الاحصاء فى العلوم الانسانية له معان عديدة ، ومنها (وهو المعنى الذى نستخدمه فى هذا الكتاب) أنه يدل على أحد فروع الرياضيات الذى يهتم بتحليل البيانات بأنواعها المختلفة . أما تفاصيل السجلات والتقارير العددية التى توفرها المؤسسات المختلفة والتى يستخدمها بعض الباحثين لتدل على مفهوم احصاء فهى من نوع" البيانات " التى تحتاج أيضا الى التحليل الاحصائى ، وليست غاية فى ذاتها . كما يستخدم مفهوم احصاء ليدل على قيمة عددية محسوبة مثل المتوسط ومعامل الارتباط وغيرهما من المفاهيم ، الا أننا سوف نشير الى هذا الاستخدام بمصطلح احصاءة Statistic (بالمفرد) أما كلمة Statistics (بالجمع) فسوف يكون مقابلها طوال هذا الكتاب هو علم الاحصاء أو علم التحليل الكمى للبيانات .

تصنيف البيانات :

عادة مانجد أن معظم البيانات عن الظواهر النفسية والاجتماعية يكون على هيئة تكرارات مصنفة ، أى على هيئة أعداد لحالات محددة فى فئات أو مجموعات ومن ذلك عدد حالات المواليد والزواج والوفيات ، وغيرها مما يسمى الاحصاءات الحيوية .

والتصنيف عملية سيكولوجية هامة . واستخدامه لأغراض العد يعتمد على درجة عادية من التحليل المنطقى . ومعظم العلوم تعتمد على التصنيف ، وتوجد فى الوقت الحاضر نظم كثيرة من التصنيف قد يكون أقدمها طريقة أرسطو التى تعتمد على الترتيب الهرمى، وأحدثها طريقة التصنيف المورفولوجى باستخدام المصفوفة .

ويتقدم العلم كلما استطاع تجريد المتغيرات من بياناته . والمتغيرات هى تغيرات متصلة فى اتجاهات معينة للصفة أو الخاصية . والاتصال يهيىء الفرصة لاستخدام أفضل طرق القياس الا أنه توجد فئات منفصلة لاتقبل المعالجة كمتغيرات متصلة مثل التصنيف الى متزوج وغير متزوج ، أو ذكر وأنثى . وتعد هذه فئات منفصلة أو متغيرات منفصلة ، وهى صالحة للاستخدام فى البحث العلمى ملاحية فئات المتغيرات المتصلة . وعلى أية حال فان التصنيف بنوعيه مفيد للعلم بل وضرورى له . لأن التصنيف بصفة عامة هو عملية تجميع الوحدات فى فئات وهو بذلك عملية توفر الكثير من الوقت والجهد .

الفئات الكيفية والفئات الكمية :

الفئات الكيفية هى التى تشمل وحدات مختلفة فى النوع ،وتوجد أمثلة كثيرة عليها فى مجال العلوم الانسانية . ومن ذلك أنه فى ميدان قياس الرأى العام تصنف الاستجابات الى نعم و لا . ومن نفس النوع نجد فئات التصنيف الاكلينيكى ، وتصنيف أنماط التعلم . وعند اللجوء الى هذا النوع من التصنيف يجب أن تتميز الفئات بخصائص معينة أهمها : التحديد الجيد ، وعدم التداخل(أو استقلال) الفئات ، وأن يكون أساس التصنيف واحدا لجميع الفئات ، والشمول .

وفى هذا التصنيف الكيفى لايوجد أى سبب لاعتبار احدى الفئات أعلى أو أدنى من فئة أخرى ، افضل أو أسوأ منها ، فأساس التصنيف كيفى فى جوهره ، وتعد الفئات فى هذه الحالة من نوع البيانات الاسمية (كما تناولناها فى الفصل الثانى) .

أما التصنيف الكمى فيتطلب ترتيب المجموعات تبعا للكـــم أو المقدار . وفى هذه الحالة تختلف الحالات اختلافا مستمرا على امتداد متصل continuum بصرف النظر عن توافر الأداة التى تقيـــس ذلك . وفى حالة عدم وجود هذا المقياس أو عدم دقته قد نلجأ الـــى التصنيف العام فنستخدم مثلا مدرج تقدير خماسى أوأكثر من ذلك أو أقل. كما هو الحال فى مقاييس الاتجاهات . وفى مثل هذه الحالة لايمكـــن تحديد الفئات فى ضوء الاختلاف فى النوع وانما كل فئة تتميز فقط على أساس أن الحالات التى تقع فيها تتوافر فيها مقدار متشابه من الصفة أو الخاصية ، وأن هذه الحالات تختلف عن تلك التى تقع فى الفئـــات الأخـــرى بالزيادة أو النقص .

ويوجد مثال آخر على التصنيف الكمى وهو حين يكون الاختلاف فـــى الشروط التجريبية (عند استخدام المنهج التجريبى) بخطوات مدرجة ، كأن تتلقى ٤ مجموعات من المفحوصين مقادير مختلفة من المعالجـــة . ومثال آخر فى الاختيار المهنى أو التعليمى باستخدام الاختبـــارات ، حيث يصنف المفحوصون الى مجموعتين احداهما مقبولة ، والثانيـــة مرفوضة . وخلال العمل نفسه بعد ذلك قد يصنف الأفراد الى فئتين أيضا ، الراضون عن العمل ، والرافضون لـــه .

علم الاحصاء : نشأته وتطـــوره :

يمكن القول أن استخدام لغة الكم فى العلم يرد الى مصدر واحد سواء بطريقة مباشرة أو غير مباشرة وهو رياضيات الاحتمال . ويؤكـــد تاريخ العلم أنه حتى قبل عام ١٦٠٠ لم تكن توجد أى مفاهيم رياضيـــة حول الاحتمال ، الى أن استطاع بعض العلماء أن يوجهوا الاهتمام الـــى مايمكن أن تسميته " رياضيات المصادفة * " chance mathematics .

* شاع استخدام لفظ (صدفة) ترجمة لكلمة chance وهى كلمـة مولدة والأصح استخدام اللفظ العربى الصحيح مصادفـــة .

فقد نشر العالم السويسرى جاكوب برنوللى Bernoulli (١٦٥٤ – ١٧٠٥) فى ذلك العام أول كتاب حول الموضوع . ويعود الفضل الى العالم الفرنسى أبراهام دى موافر De Moivre (١٦٦٧ – ١٧٥٤) الى اكتشاف منحنى التوزيع الاعتدالى عام ١٧٣٣ . ومنذ ذلك الحين زاد الاهتمام عند علماء الفلك وعلماء الرياضيات بهذا المنحنى الهام. وظهر ذلك خاصة فى محاولتى عالمين انجليزيين هما توماس سمبسون Simpson (١٧١٠ – ١٧٦١) وتوماس بايز Bayes (١٧٠١ – ١٧٦١) حول أخطاء الملاحظة . وفى عام ١٨١٢ نشر العالم الفرنسى بيير سيمون لابلاس Laplace (١٧٤٩ – ١٨٢٧) مايمكن أن يعد أعظم ماكتب حول نظرية الاحتمالات وفيه قدم البراهين الرياضية على طريقة المربعات الصغرى . وقد استطاع العالم الألمانى كارل فردريك جاوس Gauss (١٧٧٧ – ١٨٥٥) أن يبرهن على الأهمية العظمى للمنحنى الاعتدالى ، ويبين كيف يمكن أن يطبق على على توزيع المقاييس والأخطاء التى تصدر فى الملاحظات العلمية . وكان هو صاحب الفضل فى ابتكار أساسيات حساب المتوسط والخطأ المعيارى وغيرهما من المفاهيم التى شاعت فيما بعد فى علم الاحصاء . وتتمثل أهمية جاوس فى أنه حتى الآن كثيرا مايشار الى المنحنى الاعتدالى بأنه منحنى جاوس .

تطبيق الاحصاء فى العلوم الانسانية والاجتماعية :

كان العالم البلجيكى أدولف كيتيليه Quetelet (١٧٩٦ – ١٨٧٤) أول من طبق المنحنى الاعتدالى والطرق الاحصائية على البيانات البيولوجية والاجتماعية (أى خارج النطاق الرياضى المحض). وكان بهذا مؤسس علم الاحصاء التطبيقى . لقد كان يعمل فى عمره فى وظيفة الفلكى الرسمى لملك بلجيكا ، الا أنه سرعان ما أصبح أكبر متخصص فى الاحصاء فى القارة الأوربية كلها ، وخاصة الاحصاء الحيوى واحصاءات السكان والاحصاء الاجتماعى (المواليد ، الوفيات ، الزواج، الأمراض ، الجرائم ، الخ) ، وأثبت أن القانون الاعتدالى للتوزيع

ينطبق على أنماط مختلفة من المقاييس الأنثروبومترية حين تستخدم أصول سكانية غير منتقاة .

وفى نفس الوقت كان العالم الفرنسى سيمون دينيس بواسون Poisson (١٧٨١ - ١٨٤٠) الامتداد الطبيعى لسلفه لابلاس الذى سعى الى توسيع نطاق ميدان الاحتمالات وتطبيقاته . وقد ارتبطت جهوده بجهود كيتيليه فى مجال الاحصاء التطبيقى فى مجال اتخاذ القرار القضائى (أحكام المحلفين على وجه الخصوص) ومعدلات الجريمة . وقد تعرض هذا الاستخدام الجديد للطرق الاحصائية فى مجال العلوم الاجتماعية لهجوم عنيف من جانب أحد معاصرى بواسون وهو عالم الرياضيات لويس بوانسو Poinsot الذى اعتبر محاولته " تطبيقا زائفا للعلم الرياضى " على الانسان،ومعاملة الانسان على أنه أشبه بزهرة الطاولة له أوجه عديدة بعضها ينسب الى عالم الحقيقة وبعضها الآخر الى عالم الخطأ ، وهذا فى رأيه لايقبل التطبيق على أخلاقيات الانسان ومعنوياته .

ومن الطريف أن أعنف هجوم تعرض له هذا الاجتهاد الوليد - حينئذ - جاء فى نفس الوقت على غير توقع من عالم الاجتماع وفيلسوف الوضعية أوجيست كونت Comte فى كتابه الشهير (محاضرات فى الفلسفة الوضعية) الذى نشر خلال الفترة بين عامى ١٨٣٠ ، ١٨٤٢ . ومن الغريب أنه فى دعوته الى " استقلال علم الاجتماع " اعتبر - كما فعل من قبل بوانسو - تطبيق النظرية الرياضية للمصادفة على الظواهر الاجتماعية نوع من الخداع ، وأنه لاموضع عنده لنظرية الاحتمالات فى العلوم الاجتماعية التى لايجب أن تستند فى قيامها الى أى مصدر خارجى . ومنه الاحصاء . وقد كان لانتقادات كونت مداها بعد ذلك عند جون ستيوارت مل ، على الرغم من أنها وصفت بعد ذلك بأنها كان محض رد فعل انفعالى ضد أى محاولة لربط علم الاجتماع بأى مصدر معرفى آخر .

وكان نقد ثالث لتطبيق نظرية الاحتمالات على العلوم الاجتماعية من فيلسوف آخر هو انطوان أوجستين كورنو Cournot (١٨٠١- ١٨٧٧) .

الا أنه لم يكن معارضا لاستخدام لغة الكم فى ذاتها فى ميدان العلوم الاجتماعية ، وكان له اسهامه الفذ فى هذا الميدان - بجهوده فى ميدان علم الاقتصاد الرياضى . ولعل الحذر فى تطبيق نظرية الاحتمالات فى العلوم الاجتماعية كان مصدره - وقتئذ - صعوبة ادراك امكانية تطبيق مفاهيم المعادلة والعشوائية على البيانات الانسانية والاجتماعية . وبالطبع فان هذه المشكلة لاتزال قائمة حتى وقتنا الحاضر . ومع ذلك فطالما ظهرت هذه المحاولات الناقدة تصدى كيتيليه للرد عليها وكانت محاولته الرائدة السعى نحو تحديد درجة المواءمة بين البيانات والتوزيع الاحتمالى . وعلى الرغم من أن هذه المحاولة لم تكن ناجحة ، الا أنها كانت بداية طريق طويل من الجهد العلمى الجاد والشاق .

لقد تابع محاولة كيتيليه فى مواءمة التوزيعات عدد من العلماء بعد ذلك ، لعل أهمهم عالم الاقتصاد والاحصاء الألمانى ولهلم ليكسيس Lexis (١٨٣٧ - ١٩١٤) الذى اهتم بالبيانات التى تتخذ صورة سلاسل المعدلات الزمنية ، ومن ذلك مثلا عدد وفيات الأطفال خلال ربع قرن مصنفة حسب بعض المتغيرات الديموجرافية، واستخدم فى ذلك النسب عبر الفئات المختلفة . ولعل هذا يذكرنا بالمحاولة المبكرة للربط بين الاحتمالات الرياضية والاحصاء الاجتماعى التى قام بها العالم البريطانى جون أربوثنت Arbuthnot (١٦٦٧ - ١٧٣٥) فى القرن السابع عشر ، ومحاولات غيره - من أمثال درام Derham - فى القرن الثامن عشر . والتى ظهر آثرها عند لابلاس ، الا أن كيتيليه يظل فى نهاية الأمر هو المؤسس الحقيقى للاحصاء التطبيقى فى مجال العلوم الانسانية والاجتماعية .

وقد كان علم النفس أسبق العلوم الانسانية والاجتماعية فى الاستفادة الهائلة من تكنولوجيا الاحصاء . فمنذ منتصف القرن التاسع عشر ومع ظهور المحاولات المبكرة التى ولد فى رحابها علم النفس التجريبى كان للاحصاء دور واضح . ولعل ظاهرة زمن الرجع كانت ذات

أهمية خاصة ، وهى التى كانت بداياتها " المعادلة الشخصية " التى توصل اليها عالم الفلك الألمانى بازل فى القرن الثامن عشر (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٣) . ولعل من الطريف أن نشير هنا الى أن بازل أول من أكد أن الفروق بين الملاحظين الفلكيين هى فروق حقيقية ولاترجع الى خطأ الملاحظة فقط ، وقد توصل من بحوثه عام ١٨١٥ الى مفهوم احصائى هام لعب دورا خطيرا فى تطور علم الاحصاء وهو " الخطأ المحتمل " . وهكذا حينما تنبه علماء النفس الفسيولوجيون فى ثلاثينات وأربعينات القرن التاسع عشر الى هذه الجهود السابقة كان حساب الاحتمالات له موضعه بالفعل فى أى منهج للبحث العلمى حول سلوك الانسان .

وحينما انتقل مفهوم المعادلة الشخصية الى علم النفس أطلق عليه تسمية جديدة هى الخطأ المتوسط .ومع أهمية هذه الظاهرة التى قدمت لهذا العلم الوليد حينئذ أسس المعالجة الكمية لموضوعاته ، الا أن الموضوع الذى يعد بداية التناول الكمى الكامل للسلوك الانسانى كان موضوع السيكوفيزياء الذى صاغ موضوعه وصك مصطلحه لأول مرة عالم الفيزياء الألمانى جوستاف شيودور فخنر Fechner (١٨٠١ – ١٨٨٧) فى كتابه الشهير (عناصر السيكوفيزياء) الذى ظهر عام ١٨٦٠ والذى تضمن أول قانون كمى فى تاريخ علم النفس يعبر عن العلاقة بين الاحساس (كظاهرة نفسية) والمثير (كظاهرة فيزيائية) فى صورة قانون لوغاريتمى على النحو الآتى :

$$\text{س} = \text{ث}\ \text{لو}\ \text{م}$$

حيث س = الاستجابة أو الاحساس .

ث = مقدار ثابت .

لو م = لوغاريتم المثير .

وهو القانون الذى تمتد أصوله الى قانون ارنست هـ . فبر حول

العتبة الفارقة والذى صاغه قبل ذلك بسنوات . ولذلك كثيرا مايشار الى هذا القانون فى الوقت الحاضر باسم قانون فبر - فخنر * .

وبالاضافة الى ذلك فقد وضع فخنر فى كتابه معالم الطرق الرئيسية لقياس الاحساس والتى مثلت محور علم النفس التجريبى لأكثر من نصف قرن ، ناهيك عن الدور الهام الذى لعبته فى نشأة وتطور القياس النفسى ، وبذلك كان أساس علم النفس الكمى الحديث .

وكان الاسهام العظيم الثانى فى هذا الميدان على يد عالم النفس الألمانى هرمان ابنجهاوس Ebbinghaus (١٨٥٠ - ١٩٠٩) الذى تجاوز الظواهر البسيطة من النوع الذى تناوله فبروفخنر وفونت الى الظواهر النفسية المعقدة (الذاكرة) التى طبق عليها مبادئ القياس وطرق الاحصاء الاستدلالى التى تمثلت فى اختبار مدى اتفاق بياناته مع قانون الخطأ ، من خلال حساب المتوسط والخطأ المحتمل للبيانات ، على نحو يشبه - ولكنه لايتطابق - مع طريقة كيتيليه .

وقد أدت هذه التطورات الى مايسمى " ثورة الثمانينات " فى القرن التاسع عشر فى ميدان علم الاحصاء وتطبيقاته فى العلوم الانسانية والاجتماعية ، وقد قاد هذه الثورة ثلاثة من الرواد الانجليز هم جالتون وادجورث وبيرسون .

لقد كان فرنسيس جالتون Galton (١٨٢٢ - ١٩١١) من بين الأقطاب الثلاثة رجل " الأفكار العظيمة " ، وعلى الرغم من تنوع اهتمامه وتوزعها بين علم النفس والانثروبولوجيا وعلم الاجتماع

---

* يرى (Stigler, 1986) أن هذا التركيز على أثر فبر قد يكون مضللا لأنه يتجاهل حقيقة أن جهود فخنر ترتبط ارتباطا وثيقا ببحوث أوم المبكرة حول التيار الكهربائى . بل ان أوم فى مقال مبكر له عام ١٨٢٥ توصل تقريبا الى نفس المعادلة التجريبية للعلاقة بين نقص قوة التيار وقوة السلك .

والتربية الا أن موضوعه الأثير ظل دائما (وخاصة ابتداء من عـــام ١٨٦٥) دراسة الوراثة . ويرجع ذلك فى جوهره الى صلة قرابتـــه الوثيقة بتشارلز داروين مؤسس علم الأحياء الحديث (فقد كان ابن عمه)، بالاضافة الى أنه عاش التغيرات المعرفية الهائلة التى أحدثها ظهور كتاب داروين عن (أصل الأنواع) عام ١٨٥٩ . وكان بذلك الامتداد الطبيعى لاتجاه كيتيليه .

لقد بدأ جالتون جهوده العلمية عام ١٨٦٩ بمحاولة تطبيــق مبادىء القياس الفيزيائى على الظواهر البيولوجية والنفسية، وكانت ظاهرة العبقرية موضوع اهتمامه المبكر مستخدما ما أسماه " المـدرج الاحصائى Statistical scale والذى يتألف من قيم عددية تطابق الموضع المئينى للفرد فى منحنى يتألف من " انحرافات عن المتوسط " .

وفى محاولة فهم طبيعة وراثة العبقرية وجد أن الاعتماد علـى مفهوم المنحنى الاعتدالى وحده ليس كافيا ، وخاصة أن الاختلافات فـى الأصل الاحصائى الكلى لاتزيد من عام الى آخر على الرغم من حقيقــة الوراثة . وبعد أكثر من عشرين عاما من الجهد العلمى الشاق توصـل فى عام ١٨٨٩ الى مفهوم الانحدار وعلاقته بالتوزيع الاعتدالى لمتغيرين ، وليس لمتغير واحد كما هو الحال فى المنحنى الاعتدالى الكلاسيكى . كما اقترح بضعة طرق لتقدير مكونات التباين ، وتوصل الى المعادلـة الأساسية لحساب الانحدار .

ولعل الاكتشاف الاحصائى الهام الذى ينسب الى جالتون ويشـار اليه كثيرا هو مفهوم الارتباط الذى اقترحه لأول مرة عام ١٨٨٨ للدلالة على العلاقة بين متغيرين ، وقد عبر عنه وصفيا ـ دون وضع معـادلات رياضية لحسابه ـ بالقول بأنه لو تم التعبير عن المتغيرين فى صورة وحدات من الخطأ المحتمل فان خطى انحدارهما يكون لهما نفس الميل ، وعندئذ يمكن القول أن بينهما اقتران فى العلاقة . كما تنبه أيضـا الى مفهوم " الارتباط الجزئى " ، الا أنه لم يقدم الطرق الاحصائيــة

لحسابه كذلك . ولم ينقض سوى ثلاث سنوات الا وكان مفهوم الارتباط يتولاه رياضيون أكفاء يطورونه ويبتكرون المعادلات الأساسية له . الا أن دوره التاريخى العظيم كمكتشف لهذا المفهوم الخطير سيبقى خالدا مع كل استخدام يومى للباحثين فى مختلف فروع العلم لهذا الأسلوب الاحصائى السحرى : معامل الارتباط .

وكان العالم الرياضى البريطانى كارل بيرسون Pearson (١٨٥٧ – ١٩٣٩) أعظم تلاميذ جالتون على الاطلاق . وقد بدأت اهتماماته الاحصائية بنقد الفكرة التى كانت شائعة فى عصره أن جميع التوزيعات يفترض فيها الاعتدالية ، ونبه الى وجود التوزيعات الملتوية . وقد استطاع حل هذه المشكلة بطريقة تتجاوز حلول كل من كيتيليه (اقتراح تمثيل هذه التوزيعات فى صورة توزيع ذى حدين) ، وجالتون (استخدام لوغاريتمات الملاحظات) ، وادجورث (تطبيق التقريب من مستويات أعلى على توزيع المجاميع) . وكانت طريقة بيرسون الهامة تتلخص فى تجزئة منحنى التوزيع اللاتماثل (غير الاعتدالى) الى مزيج من منحنيين اعتداليين . صحيح أن هذه الطريقة أشير اليها ضمنا فى كتابات كيتيليه وصراحة فى كتابات جالتون الا أن فضل بيرسون يعود الى أنه أول من وضع الصيغ الرياضية اللازمة لذلك . وهكذا نجح فى أن يقدم لعلم الاحصاء أول منحنى من فئة كاملة من المنحنيات الملتوية ، والذى يسمى فى الوقت الحاضر توزيع جاما .

ولعل أعظم اكتشافات كارل بيرسون الاحصائية على وجه الاطلاق كان مفهوم معامل الارتباط كقيمة احصائية محسوبة بمعادلة رياضية دقيقة للتعبير عن العلاقة الكمية بين متغيرين ، وليس مجرد التعبير عن الفكرة منطقيا أو فلسفيا كما كان الحال عند جون ستيوارت مل من ناحية أو جالتون من ناحية أخرى . وقد ساعده على الوصول الى هذا الاكتشاف الخطير استعانته بطرق رياضية مقتبسة من علم الميكانيكا وخاصة تلك التى تستخدم فى حساب العزوم moments ، ولعل هذا يفسر لنا طبيعة المعادلة الأساسية التى وضعها لحساب معامل الارتباط ، والتى

اشتقت منها جميع المعادلات الأخرى ، والتى تسمى الارتباط الناتج عن حاصل ضرب العزوم product-moments وقد صاحب ذلك كله اكتشافات احصائية أخرى لعل أهمها الدرجة المعيارية . ولهذا وغيره يعد بيرسون مؤسس علم الاحصاء الحديث .

وقد تابع جورج أودنى يول Yule (١٨٧١ - ١٩٥١) - تلميذ بيرسون - جهود أستاذه فى مجال معامل الارتباط وتوصل الى صيغ دقيقة لحساب معاملات معادلة الانحدار اعتمادا على طريقة المربعات الصغرى (التى تعد من أقدم المفاهيم الاحصائية والتى قد تتوازى فى قدمها مع مفهوم الاحتمال) . وعمم طريقته الى حساب معاملات معادلة الانحدار المتعدد ، وتطلب ذلك منه تطوير فكرة الارتباط الجزئى وابتكار معامل الارتباط المتعدد .

وقد عاصر بيرسون ويول علم آخر من أعلام علم الاحصاء الحديث هو العالم البريطانى ارنست فيشر Fisher الذى بدأ نشاطه فى ميدان البحوث الزراعية ثم امتدت اهتماماته الى العلوم الانسانية والاجتماعية ، واليه يرجع الفضل أيضا فى ابتكار عدد من الطرق الاحصائية التى سادت علم الاحصاء ولعل أهمها تحليل التباين .

وقد أسهم عدد من علماء العلوم الانسانية والاجتماعية أنفسهم فى ابتكار عدد من الطرق الاحصائية الهامة ، ومن ذلك ابتكار عالم النفس البريطانى تشارلز سبيرمان Spearman للتحليل العاملى وابتكار عالم الوراثة الأمريكى سويل رايت Wright لأسلوب تحليل المسار وكذلك اكتشاف معادلات النماذج التنبؤية التى توصل اليه عالما الاقتصاد الأمريكيان ويملر ودنكان . وهكذا نما العلم وتطور وتشعبت آفاقه ومسالكه الى جميع العلوم السلوكية والانسانية والاجتماعية ليصبح جزءا أساسيا من تدريب الباحث فى هذه الميادين ، وجاء الحاسوب (الكومبيوتر) ليجعل الممارسة الاحصائية عملا روتينيا فى البحث العلمى .

موضع الاحصاء فى العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية :

يمكن أن نصنف الذين يحتاجون الى الاحصاء فى العلم الى أربعة فئات رئيسية (Minimum, 1978) هى :

(١) أولئك الذين يحتاجون الى الاحصاء من أجل فهم التقارير العلمية عن البحوث التى تجرى فى مجال تخصصهم .
(٢) أولئك الذين عليهم اختيار الطرق الاحصائية المناسبة وتطبيقها فى البحوث التى يقومون باجرائها .
(٣) الممارسون المهنيون للاحصاء فى المجالات العملية المختلفة ، سواء فى الاقتصاد أو التربية أو الاجتماع أو الخدمات النفسية أو غيرها .
(٤) المتخصصون فى الاحصاء الرياضى .

ويمكن القول أن الاهتمام الرئيسى لدى الفئتين الأوليين ينصب على مجال تخصصهم ، وعندهم يعد الاحصاء وسيلة تعينهم على تنظيم البيانات وجعل الأدلة والشواهد ذات معنى ومغزى للاجابة على سؤال البحث أو لاختبار فرضه . ومن هؤلاء علماء البيولوجيا والمهندسين وخبراء التعداد والباحثون فى مجال العلوم الطبية والجيولوجية والأخصائيون فى العلوم الزراعيةوالباحثون فى العلوم الكيميائية والفيزيائية ورجال الاقتصاد وخبراء التخطيط وشئون الأفراد . والى جانب هؤلاء جميعا المتخصصون فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . ان هؤلاء - وغيرهم كثيرون - يجدون فى الطرق الاحصائية وسيلة هامة تعينهم فى مهامهم البحثية . وهؤلاء جميعا يتلقون اعدادهم الأكاديمى فى الاحصاء فى مجال تخصصهم الأصلى .

وفى المستوى الثانى من الخبرة الاحصائية نجد أولئك الذين يتخذون من الاحصاء مهنة لهم . وكان اعداد هؤلاء فى الماضى يتم فى قسم الرياضيات بكلية العلوم ، الا أنه حدث فى السنوات الأخيرة أن تطور الاعداد وأصبح يتولاه قسم متخصص فى الاحصاء الذى يركز على التدريب

على النظرية الاحصائية ومايرتبط به من موضوعات ذات طابع رياضي . وحين يتخرج هؤلاء يصبحون " ممارسين احصائيين " يحتلون المنزلة المتوسطة فى عملية البحث العلمى . فهم يقدمون المساعدة والمشورة حول الأسئلة الجوهرية التى يطرحها الباحثون حول تطبيق أفضل النماذج الاحصائية التى تفيد - مرة أخرى - فى الاجابة على أسئلة البحث أو اختبار فروضه . ولابد للممارس الاحصائى أن يكون لديه بالطبع معرفة الخبير بالنظرية الاحصائية وقابليتها للتطبيق الواسع النطاق. وبالطبع حين يعوز الممارس الاحصائى الخبرة الخاصة بأحد مجالات البحث فانه لن يستطيع تقديم المساعدة أو المشورة المطلوبة .

وتتفق الفئات الثلاث التى تناولناها حتى الآن فى تركيز الاهتمام على الجوانب " التطبيقية " لعلم الاحصاء ، على الرغم من أن الفئتين الأخيرتين قد يكون لبعض أصحابهما اسهامه فى النظرية الاحصائية ذاتها . الا أن الاهتمام الأساسى للمتخصص فى الاحصاء الرياضى (الفئة الرابعة) ينصب على الاحصاء البحت ونظريته الأساسية ، ولذلك نجد أن أى تطوير جوهرى فى الأسس النظرية لعلم الاحصاء يقدمه أساسا علماء الاحصاء الرياضى ، وتصبح مهمة الفئات الأخرى من الباحثين الاحصائيين الإستفادة من كل انجاز فى مجال تخصص بذاته .

ولعل القارىء قد أدرك مغزى الرسالة السابقة من حيث علاقتها بموضوع الفصول التالية من هذا الكتاب ، على أنها ترتبط أساسا بالاحصاء التطبيقى وعلاقته أساسا بالبحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . والهدف منها تقديم المساعدة والمعونة والمشورة للباحثين فى هذه المجالات فى اختيار الطرق الاحصائية الملائمة لتحليل بياناتهم . ولعل توفير مثل هذه المعلومات التطبيقية للباحثين قد يعينهم على حسن الاختيار من ناحية ، ثم يوجههم عند طلب المساعدة من الممارسين الاحصائيين - الى طلب مايحتاجون اليه بالفعل فى ضوء معرفة أساسية للطرق الاحصائية ذاتها . ولعل وجود لغة مشتركة بين

الباحث فى تخصصه والأخصائى الاحصائى فى مجاله الهام ييسر التواصل بينهما تحقيقا للمنفعة المشتركة .

طبيعة الاحصاء التطبيقى : يتضح من مناقشتنا السابقة أن الاحصاء التطبيقى هو وسيلة أو أداة وليس بداية أو غاية فى ذاته، والاجابات التى يقدمها علم الاحصاء لأسئلة البحث أو الأدلة التى يوفرها لاختيار فروضه هى فى جوهرها إجابات وأدلة احصائية فقط ، ولاتقدم لنا فى ذاتها اجابة أو أدلة جوهرية فى نظرية البحث ذاتها. ولعلنا هنا نستبق ماسوف نوضحه فيما بعد فى التمييز بين الفرض الاحصائى (الذى يكون فى معظم الحالات فرضا صفريا يعبر عن عدم وجود علاقة بين متغيرين أو أكثر ، أو عدم فروق بين مجموعتين أو أكثر) من ناحية ، وبين فرض البحث (الذى يكون صفريا أو موجها فى ضوء نتائج البحوث السابقة ونظرية البحث وتوقعات الباحث جميعا) من ناحية أخرى . وبهذه الاشارة الموجزة المبكرة ننبه الى الخطأ الفادح الشائع فى معظم ماينشر من بحوث فى السنوات الأخيرة ، والتى اختلط فيها الفرض الاحصائى مع الفرض البحثى اختلاط الحابل بالنابل .

ولمزيد من التوضيح نذكر أن الطرق الاحصائية لاتقدم للباحث الا وجهة واحدة فى معطيات البحث وبياناته ، وهى وجهة تلونها خصائص الطريقة الاحصائية المستخدمة وحدودها . وبالطبع يجب أن يكون الباحث واعيا بهذه الخصائص والحدود عند تحليل البيانات . كما أنه فى تفسير نتائجه يجب أن يضع فى الاعتبار العوامل المختلفة العديدة التى قد يكون لها أثرها فى اجراء البحث قبل الوصول الى استنتاجات واضحة . ومهمة التدريب فى الاحصاء التطبيقى أن تزود الباحث بهذه الحساسية للطرق الاحصائية والتى تعينه على حسن اختيار الطريقة المناسبة وصولا الى القرار الاحصائى المناسب أيضا .

وقد أدى سوء استخدام الاحصاء من جانب بعض غير المدربين

تدريبا جيدا فيه الى كثير من سوء الفهم ، ولعل أكثر مظاهره وضوحا مايتصل بالأسئلة الأربعة الآتية :

(١) هل الاحصاء أسلوب جاف لايجذب الانتباه أو الاهتمام ؟

للاجابة على هذا السؤال نذكر أن الاحصاء ليس الا تناولا للبيانات التى يتم الحصول عليها فى ظروف وتحت شروط معينة . وبالطبع اذا لم تكن هذه الظروف أو الشروط موضع اهتمام الشخص (وخاصة القارىء) فانه يشعر بجفاف الموضوع ، شأنه فى شأن أى موضوع آخر . ويمكن أن نقارن مايحدث فى هذه الحالة بالمستمع غير المدرب الى الموسيقى الكلاسيكية ، انه يدركها على أنها لون من الضجيج الذى ليس له معنى، بينما هى فى الواقع لغة صوتية من مستوى رفيع .

وبالطبع فانه فى الاحصاء تعد النتيجة التى يمكن استخلاصها من البيانات أكثر اثارة للاهتمام من الحالة التى عليها البيانات نفسها .ومن الخرافات الشائعة القول أن " الأرقام تتحدث " ،فالأرقام لاتتحدث الا اذا كان لها معنى لدى القارىء . ومن ذلك مثلا القول بأن مدارس المحافظة سوف تقبل هذا العام بالصف الأول الابتدائى نصف مليون طفل ، قد يحمل معنى هاما للمواطن العادى اذا نقل اليه معنى الزيادة المنتظمة فى عدد الأطفال المقبولين سنويا عام بعد عام والأعباء المالية المصاحبة لذلك . كما يحمل معنى مختلفا الى الادارة التعليمية فى المحافظة اذا شاءت أن تخطط لعدد الفصول والمدرسين والكتب الدراسية وغير ذلك من متطلبات بدء العام الدراسى .

(٢) هل الاحصاء يتجاهل الحالات الفردية ولايتعامل الا مع الظاهرة فى صورتها الجماعية ؟

سؤال آخر يطرحه النقاد ويثير عند الكثيرين الكثير من سوء الفهم لطبيعة المنطق الاحصائى . صحيح أن الاحصاء يتعامل عادة مع الجماعات (ومنها العينات) أكثر من تعامله مع الحالات الفردية ،

الا أنه مع ذلك يمكن أن يكون للفرد موضعه ومكانته فيه • فكثيرا ماتستخدم النتائج التى يتوصل اليها الاحصاء عن الجماعات فيما يهم الأفراد • ولتوضيح ذلك نذكر مايمكن أن تتوصل اليه نتائج تجربة أجراها باحث باستخدام تصميم المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة حيث تعرض أفراد المجموعة الأولى لمعالجة تتضمن تدريس احدى المواد بطريقة جديدة ، بينما تعرض أفراد المجموعة الضابطة للمعالجة بالطريقة التقليدية • ولنفرض أن نتائج التجربة آيدت فرض البحث فى أن الأداء المتوسط لأفراد المجموعة التجريبية أفضل منه فى المجموعة الضابطة • ان هذه النتيجة لاتعنى بالطبع أن جميع المشاركين فى المجموعة التجريبية استفادوا من الطريقة الجديدة ، بل ان دراستهم كأفراد قد تظهر لنا أن قليلا منهم ربما كان أداؤه أسوأ مع الطريقة الجديدة • ومع ذلك فان الباحث يستنتج أنه ـ مع عدم وجود أى معلومات أخرى ـ تحبذ نتائج هذه التجربة استخدام الطريقة الجديدة مع اغلبية التلاميذ ، الا اذا نشأت ظروف جديدة تحول دون استخدامها مع قليل منهم •

(٣) هل تكذب علينا الطرق الاحصائية وتخدعنا وتضللنا ؟

هذا السؤال يتضمن خرافة كبرى أشاعها قول السياسى البريطانى دزرائيلى بأن هناك ثلاثة أنواع من الكذب : الأكاذيب البيضاء ، والأكاذيب السوداء ، والاحصاء • فهل هذه العبارة التى صدرت عن داهية سياسى صحيحة ؟

تأمل المثال الآتى : لنفرض أن البيانات الاحصائية التى تتوافر لنا تؤكد أن ٨٠٪ من معلمى المرحلة الاعدادية من خريجى الأقسام الجامعية فى تخصصاتهم ، وأن ٧٥٪ من المقررات التى تدرس فى هذه المرحلة يتولاها خريجون جامعيون فى تخصصاتهم ، وأن ٦٥٪ فقط من معلمى اللغة الانجليزية فى هذه المرحلة من خريجى أقسام اللغة الانجليزية بالجامعات • فكيف يمكن أن تستخدم هذه الأرقام •

لنفرض أن صحفيا محترفا يريد أن يشن حملة على هبوط مستوى التعليم المصرى ،فاننا بالطبع يمكن أن نتوقع أى الأرقام الثلاثة سوف يركز عليه فى حملته . ومن ناحية أخرى لنفرض أن كاتبا تربويا يريد أن يدعم فكرة أن مهنة التدريس من المهن الجذابة لخريجى الجامعات ، فاننا حينئذ نتوقع تركيزه على رقم آخر . ولسوء الحظ أنه اذا لم يكن أمام المرء الا اللجوء الى مثل هذه الحيل ، فسوف يغيب عنه الكثير من البدائل . واذا كانت مقولة دزرائيلى شاعت وأشاعت عن طريق اللعب بالألفاظ جو عدم الثقة فى الاحصاء فى بعض الأحيان ، فننا نذكر حكمة أخرى لعلها تمحو أثرها لدى الباحث العلمى الجاد ، خلاصتها أن " الأرقام لاتكذب ولكن الكذابين ومنهم بعض الساسة هم الذين قد يخدعوننا عن طريق اساءة استخدام الأرقام " . ويتوافر فى الوقت الحاضر تراث ضخم حول سوء استخدام الاحصاء عن قصد وسوء نية ، أو عن خطأ وسوء تدريب ، وكلاهما ضار بالبحث العلمى وبالسياسة العملية على حد سواء (راجع Huff, 1954, Campbell, 1974).

(٤) هل يحدد الأسلوب الاحصائى طبيعة البحث ؟

صحيح أن هناك بعض الباحثين يزداد اهتمامهم بما هو موضوعى وقابل للقياس من الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية، ولو كانت أقل قيمة وأهمية من ظواهر أخرى لها معنى ومغزى أكبر. الا أن الاحصاء كأداة فى يد الباحث ليس هو المسئول بالطبع . فالمسألة تكمن فى اختيار الباحث الأصلى لمشكلة الدراسة ومدى أهميتها بالفعل منذ البداية . الا أن لهذا السؤال وجها آخر . فكثيرا مانجد فى بعض التقارير التى يعدها الباحثون استخدامات لطرق احصائية غير مطلوبة للاجابة على أسئلة البحث أو اختبار فروضه . بل ان بعض الباحثين يجد فى كثرة الأساليب الاحصائية - حتى ولو كانت غير ملائمة أو متكررة بصور مختلفة فى نفس البحث - مايحقق له " الأمان " الزائف. ان مثل هؤلاء يقعون فى مأزق خطير هو وضع العربة أمام الحصان ، حيث يصبح الاحصاء - وهو وسيلة - غاية فى ذاته . ويصبح الشأن هنا أقرب

لحالة أخرى شائعة أيضا حين يختار الباحث احدى أدوات جمع المعلومات ، ولتكن اختبارا نفسيا جديدا ، ثم يلفق حوله مشكلة مصطنعة ، انه مرة أخرى نوع من خلط الأوراق ، حين تحل الوسائل والأدوات محل الأهداف والغايات ؟!

تصنيف الطرق الاحصائية :

يمكن تصنيف الطرق الاحصائية فى ضوء وظائفها فى العلم من ناحية وطبيعة البيانات من ناحية أخرى .

أولا : تصنيف الطرق الاحصائية حسب وظائفها فى العلم :

توجد فئتان من الطرق الاحصائية حسب وظائفها فى العلم وهما

(١) الاحصاء الوصفى : كثيرا مايواجه الباحث فى ميدان العلوم الانسانية والاجتماعية بكم هائل من البيانات لايمكن التعامل معه مباشرة ، كما يصعب ادراك ماتتضمنه اذا كان على الباحث أن يتناولها كمعطيات فردية . ولذلك لابد من أن تخضع هذه البيانات لنوع من التصنيف والتلخيص . وأشهر صور التصنيف جداول التوزيع التكرارى والرسوم البيانية التى تعبر عن هذا التوزيع . أما التلخيص فيتخذ ثلاثة صور رئيسية فى ضوء الاتجاهات الأساسية اللازمة لادراك طبيعة البيانات :

(أ) اتجاه النزعة المركزية .
(ب) اتجاه التشتت أو الانتشار .
(جـ) اتجاه العلاقة أو الارتباط ويشمل أيضا التنبؤ والانحدار ووصف بنية المتغيرات .

(٢) الاحصاء الاستدلالى : لاتتوقف مهمة الاحصاء على مجرد وصف البيانات عن طريق تلخيصها فى ضوء الاتجاهات الرئيسية الثلاثة التى أشرنا اليها وانما تمتد الى الاستدلال من خصائص العينة على خصائص

الأصل الكلي الذي اشتقت منه . والاستدلال الاحصائي عملية استقراء معقدة ، ولكنها حين تفهم وتستخدم بكفاءة تصبح أداة هامة في تنمية العلم . ويعتمد الاحصاء الاستدلالي في جوهره على رياضيات الاحتمال وهي في جوهرها نظام استنباطي . ومن الطريف أن علم الاحصاء يعتمد على التفكير الاستنباطي في التوصل الى أساس منطقي للاستدلال الاستقرائي .

وتوجد أسباب عملية عديدة تجعل من الضروري أن يسعى الباحث لتعميم نتائجه في ضوء معلومات محدودة منها كما بينا في الفصل الثالث الصعوبات العملية في دراسة الأصل الكلي ، والاستحالة النظرية في الوصول الى حدود لبعض هذه الأصول الكلية وخاصة حين تكون لانهائية أو غير معلومة الحدود .

ثانيا: تصنيف الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات :

يوجد أساس آخر لتصنيف الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات كما تتحدد بنوع المقاييس المستخدمة ولهذا تصنف هذه الطرق الى الأنواع الثلاثة الرئيسية للمقاييس وهي :

(١) طرق تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة .
(٢) طرق تحليل بيانات مقاييس الرتبة .
(٣) طرق تحليل بيانات المقاييس الاسمية .

وسوف يلتزم المؤلفان في هذا الكتاب بنظام تصنيفي للطرق الاحصائية يعتمد في جوهره على تفاعل أساس التصنيف السابقين . ويوضح الجدول رقم (٦) هذا النظام مع اعطاء أمثلة على الطرق التي تقع في كل فئة .

وفي ضوء هذا التصنيف سوف نخصص الأبواب الثلاثة الآتية لتحليل البيانات وصفيا واستدلاليا حسب نوع البيانات على النحو الآتي :

(١) الباب الثانى وسوف نخصصه لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة .

(٢) الباب الثالث وسوف نخصصه لتحليل بيانات مقاييس الرتبة .

(٣) الباب الرابع وسوف نخصصه لتحليل بيانات المقاييس الاسمية .

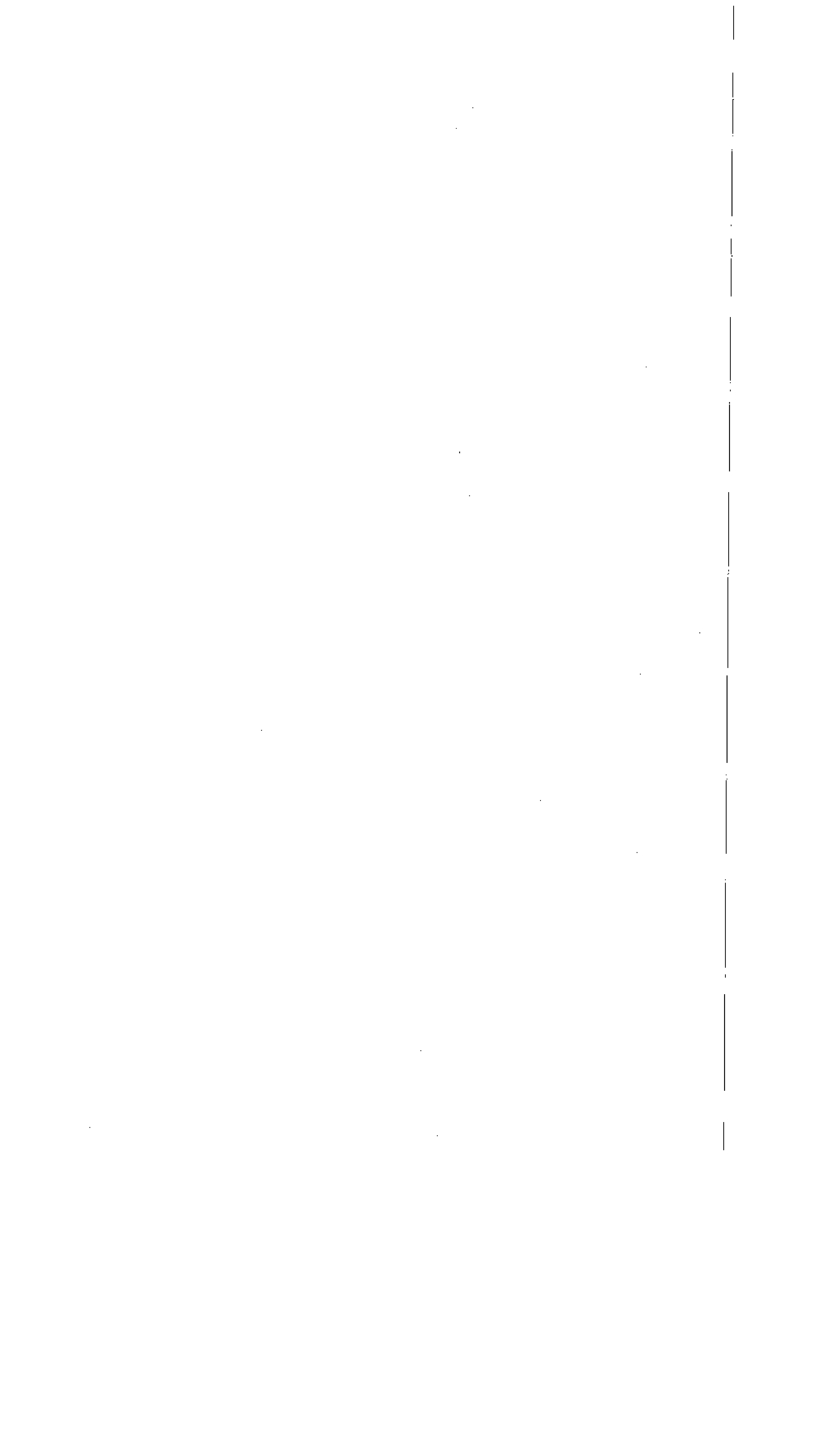
جدول (٦) تصنيف الطرق الاحصائية حسب وظائفها في البحث ونوع البيانات وأمثلة على كل منها

وظيفة الاحصاء	نوع البيانات	بيانات النسبة والمسافة	بيانات الرتبة	البيانات الاسمية
الاحصاء الوصفي	النزعة المركزية	المتوسط الحسابي	الوسيط	المنوال - النسبة، النسبة المئوية.
	التشتت	الانحراف المعياري	نصف المدى الربيعي	المدى المطلق
	العلاقة	معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم (بيرسون) وطرق تحليل الانحدار	معامل ارتباط الرتب	معامل الارتباط الثنائي معامل الارتباط الرباعي معامل فاي معامل جاما معامل لامبدا وغيرها
	البنية	التحليل العاملي الاستطلاعي		
الاحصاء الاستدلالي	عينة واحدة	الخطأ المعياري للقيم السابقة لعينة واحدة		
	عينتان	النسبة الحرجة اختبار (ت)	اختبار والد - ولفوفتز اختبار مان - وتني اختبار ولككسون اختبار كولموجروف - سميرنوف	اختبار كا^2
	أكثر من عينتين	تحليل التباين	اختبار كروسكال - واليس طريقة فريدمان	اختبار كا^2
	البنية	التحليل العاملي التوكيدي		

الباب الثانى

تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة

(١) الاحصاء الوصفى



تمهيد للباب الثاني

هذا الباب هو واحد من خمسة أبواب متتابعة تتناول الطرق الاحصائية التى يستخدمها الباحثون فى تحليل البيانات النفسية والتربوية والاجتماعية ، وحتى نعطى للقارىء صورة كلية عن البنية الأساسية لهذه الطرق من خلال هذه الأبواب نذكرها على النحو الذى سوف تتتابع فيه فى هذا الكتاب على النحو الآتى :

الباب الثانى: ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (١) الاحصاء الوصفى .

الباب الثالث : ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (٢) الاحصاء الاستدلالى .

الباب الرابع : ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (٣) تحليل المتغيرات المتعددة .

الباب الخامس : ويتناول تحليل بيانات مقاييس الرتبة .

الباب السادس : ويتناول تحليل بيانات المقاييس الاسمية .

ولعلك لاحظت أننا خصصنا لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة ثلاثة أبواب من بين هذه الأبواب الخمسة والسبب فى ذلك واضح. فأى فهم صحيح لطبيعة المستويات المختلفة من القياس كما عرضناها فى الباب الأول يوضح لنا أن مقاييس النسبة والمسافة هى التى تتوافر فيها خصائص الكم والعدد معا وفى وقت واحد . ولذلك تعد النموذج الأساسى ، وهى المدخل الصحيح لتطبيق الطرق الاحصائية المختلفة فى العلم. كما أن الابتكارات الكبرى فى مجال علم الاحصاء نشأت فيها وتطورت منها الى تناول بيانات الأنواع الأخرى للقياس (الرتبية والاسمية) . كما أن أى فهم صحيح لطرق تحليل بيانات النسبة والمسافة هو المدخل الطبيعى لفهم طرق تحليل الأنواع الأخرى من البيانات .

ويتناول الباب الثانى الطرق الاحصائية اللازمة لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة تحليلا وصفيا ، وقد جاء ذلك فى أربعة فصول على النحو الآتى :

الفصل السادس: وموضوعه التوزيع التكرارى لبيانات النسبة والمسافة وشمل ذلك تحديد لمعنى الكم المتصل باعتباره الافتراض الأساس فى هذا النوع من البيانات ، والتوزيع التكرارى للكميات المتصلة ، وتصنيف البيانات الى فئات كمية ، والمضلع التكرارى باعتباره التمثيل البيانى لبيانات النسبة والمسافة ، ثم تناولنا مفهوم المنحى التكرارى باعتباره المفهوم الوصفى الأساسى لهذا النوع من البيانات .

الفصل السابع: وموضوعه المتوسط باعتباره مقياس النزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة ، ولعل القارىء الخبير بالمؤلفات الاحصائية يدرك أن هذا الكتاب لم يخصص فصلا لتناول جميع مقاييس النزعة المركزية ثم فصلا آخر لتناول جميع مقاييس التشتت ثم فصلا ثالثا لتناول جميع معاملات الارتباط ، فهذه المفاهيم الاحصائية الوصفية صنفت حسب طبيعة البيانات موضع التحليل ، وعلى ذلك سيكون لكل مفهوم احصائى فى كل فئة من هذه الفئات الثلاث موضعه فى الباب المناسب الذى يتناول البيانات التى يلائمها .

الفصل الثامن : وموضوعه الانحراف المعيارى باعتباره أيضا مقياس التشتت لبيانات النسبة والمسافة ، وكان لابد بالطبع أن نتناول مفهوما أساسيا آخر وثيق الصلة به هو التباين .

الفصل التاسع : وموضوعه معامل الارتباط التتابعى لبيرسون باعتباره كذلك مقياس العلاقة للبيانات النسبية والمسافة ،وقد تعرضنا فى هذا الفصل لمفهومى التغاير والارتباط ،وعرضنا لمعنى الارتباط خاصة من خلال المعادلة الأساسية لحسابه ، ثم عرضنا للطرق المختلفة للحصول على معامل الارتباط ، والعلاقة الخطية باعتبارها الافتراض الأساس فى معامل الارتباط التتابعى مع تناول موجز لمفهوم الانحدار البسيط ، ثم تناولنا العوامل المؤثرة فى معامل الارتباط ، والتمثيل الهندسى له .

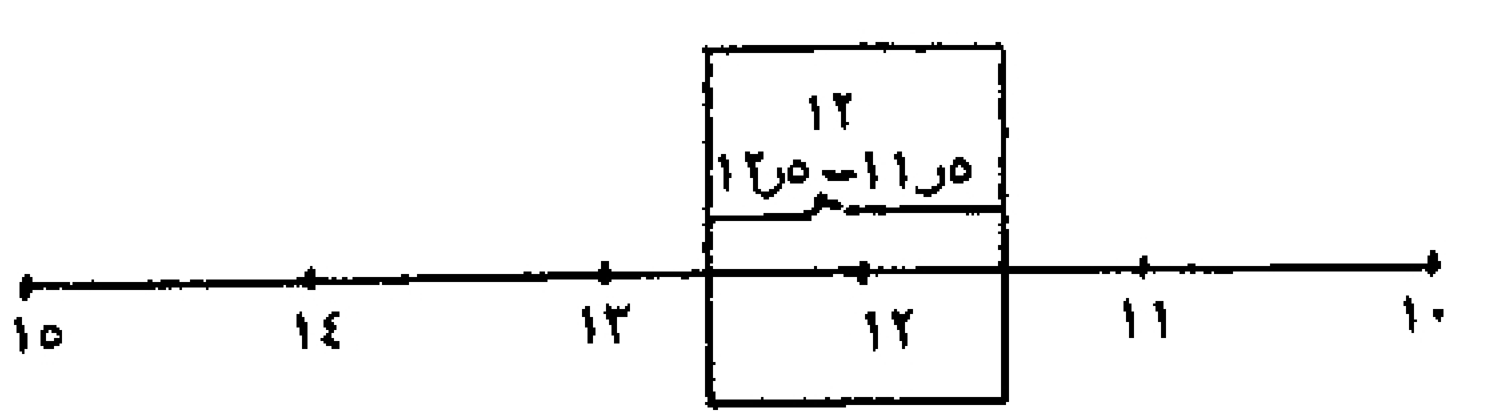
الفصل السادس

التوزيع التكرارى لبيانات النسبة والمسافة

معنى الكم المتصل :

يقصد بالبيانات من النوع النسبى أو المسافى تلك التى تتوافر فيها خصائص هذا النوع من المقاييس كما عرضناها فى الفصل الثانى من هذا الكتاب . ولعل أهم مايجب أن ننبه له هنا أن هذه البيانات تتسم بخاصية مشتركة هى أنها من نوع بيانات الكم المتصل . ومن أمثلة ذلك فى البحوث النفسية والتربوية الدرجات التى يحصل عليها المفحوصون فى اختبار للذكاء أو التحصيل أو مايشبههما . ومعنى الكم المتصل فى هذه المقاييس أن الدرجة فى الاختبار لاتدل على فئة مستقلة عن غيرها من الدرجات ، وانما على العكس من ذلك تدل على متصل يمتد فى قيم لانهائية بين كل درجتين فيه .

لنفرض أن لدينا ست درجات فى الاختبار التحصيلى المشار اليه هى ١٠ ، ١١ ، ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ . اننا حينئذ نستطيع أن نمثل هذه الدرجات على خط مستقيم كما هو الحال فى الشكل رقم (٦) وفيه نجد أن الدرجات الست متصلة ، وأن كل درجة تمتد بمسافة متساوية



الشكل (٦) ست درجات متصلة فى اختبار تحصيلى

فى كل من الدرجة التى تسبقها والدرجة التى تليها . تأمل مثلا الدرجة ١٢ . انها فى المثال السابق تدل فى هذا الاختبار على مستوى من المعرفة تصل الى الدرجة ١٢ منها الى الدرجتين ١١ أو ١٣ . وبالتالى

يمكن اعتبار الدرجة ١٢ على أنها تمتد من ٥ر١١ الى ٥ر١٢ ، وبالمثل فان الدرجة ١١ تمتد من ٥ر١٠ الى ٥ر١١ ، والدرجة ١٣ تمتد من ٥ر١٢ الى ٥ر١٣ وهكذا.ويسمى ذلك مدى الدرجة ، وتسمى الحدود السابقة الحدود الحقيقية للدرجة . وهكذا تصبح الدرجة فى هذا الاختبار أشبه بوحدة القياس فى المتر وهى السنتيمتر حيث أن المسافات بين هذه الوحدات تمتد فى قيم لانهائية ، الا أننا لأغراض السهولة العملية نفترض فى مقاييسنا النفسية والتربوية والاجتماعية أن هذا الامتداد يكون بمقدار نصف وحدة من الدرجة الأدنى مباشرة من الدرجة موضع الاهتمام الى نصف وحدة أخرى من الدرجة الأعلى منها مباشرة . وينطبق ذلك على وحدات القياس التى تتضمن الكسور العشرية . فاذا كنا نقيس الأطوال لأقرب $\frac{1}{10}$ بوصة فان مدى الدرجة ٣ر٣ بوصة فى هذه الحالة يصبح ٣ر٣ ± ٠٥ر بوصة أى من ٢٥ر٣ الى ٣٥ر٣ بوصة . وبالمثل اذا كنا نقيس بوحدات مقربة لأقرب عدد صحيح ، كأن نزن الأثقال لأقرب ١٠ جرامات ، فان الوزن البالغ ٥٦٠ جراما يكون مداه ٥٦٠ ± ٥ جرامات أى من ٥٥٥ الى ٥٦٥ جراما . وبالطبع فان بعض الدرجات قد تكون ذات قيم سالبة كما هو الحال فى بعض مقاييس الشخصية ، أو فى الاختبارات العقلية الموضوعية التى تتطلب تصحيح أثر التخمين ، وفى هذه الحالة ينطبق المبدأ السابق أيضا .

ويتوقف ذلك كله على مدى ضبط أداة القياس من ناحية وعلى درجة الدقة التى يتطلبها الباحث فى بياناته من ناحية أخرى ، فعندما نقيس طول حجرة الدراسة فقد نقرب مقياسنا الى أقرب متر فيكفى أن نقول مثلا ١٠ أمتار . ولكن عند قياس طول أحد التلاميذ فقد نقرب المقياس الى أقرب سنتيمتر فنقول ١٢٠ سنتيمتر مثلا . وفى قياس طول ابرة دقيقة فقد نقرب المقياس الى أقرب ميلليمتر ، وقد يصل تقريبا الى الميلليميكرون (أى واحد على المليون من الميلليمتر) فى حالة الظواهر التى لاتقاس الا تحت الميكروسكوب الدقيق .وفى جميع هذه الحالات يجب أن ندرك أن الشىء أو الشخص الذى نقيسه لايتضمن العدد الدقيق من وحدات القياس المختارة ، فالحجرة قد تكون أقل

قليلا أو أكثر قليلا من عشرة أمتار ،ولكنها أقرب الى ١٠ منها الى ٩ أو ٨ أمتار ، وهكذا بالنسبة لجميع الأمثلة السابقة ، كما يصدق على مقاييسنا النفسية والتربوية والاجتماعية .

الدرجة فى المقياس المتصل اذن ليست نقطة منفصلة فى مدرج وانما تحتل مسافة ممتدة بين ماهو أقل قليلا منها وماهو أكبر قليلا منها ، وهذه المسافات يلتصق بعضها ببعض بحيث لاتسمح بالفجوات بين الدرجة وتلك التى تسبقها من ناحية وتلك التى تليها من ناحية أخرى .

التوزيع التكرارى للكميات المتصلة :

يهدف التوزيع التكرارى frequency distribution الى عرض البيانات بطريقة مبسطة تعتمد على تبويبها وتصنيفها الى فئات . وبالطبع فان هذه الفئات تكون ذات طابع كمى فى حالة بيانات النسبة والمسافة موضع اهتمامنا فى هذا الفصل .

ويقصد بالتكرار فى الاحصاء الوصفى عدد الحالات أو الأشياء أو الأشخاص أو الأحداث فى كل فئة من فئات التصنيف المستخدمة . ولكى نوضح أهمية هذه العمليات الاحصائية تأمل المثال فى جدول رقم (٧) الذى يوضح درجات ٥٠ تلميذا فى اختبار للقدرة اللغوية حسب الترتيب الأبجدى لأسماء هؤلاء التلاميذ .

جدول (٧) درجات ٥٠ تلميذا فى اختبار للقدرة اللغوية

٥٠	٦٧	٥٦	٧٣	٦٢ ،	٥٩	٦١	٥٨	٦٦	٧١
٦٠	٥٧	٥٥	٥٢	٥٦	٥٣	٥١	٤٩	٥٤	٦٧
٥٥	٤٨	٤٤	٤٦	٧٢	٥١	٥٦	٥٧	٦١	٥٤
٤٦	٥٦	٥٧	٤٣	٦٥	٥٣	٧٠	٤٠	٥٣	٥٨
٥٤	٤٤	٥٥	٤١	٦١	٥٣	٦٥	٥٣	٧١	٦٠

ان المتأمل لهذه البيانات لايستطيع أن يستخلص منها أى معنى واضح • فالطالب الحاصل مثلا على الدرجة ٦١ لايستطيع أن يحدد موضعه داخل هذه الفوضى من المعلومات ، ولعله لو تفحص هذه البيانات بشىء من العمق لوجد أن هناك آخرين حصلوا على نفس الدرجة التى حصل عليها ، كما أن هناك درجات قريبة من درجته ، أضف الى ذلك أن هناك درجات أخرى أعلى منها وأخرى أدنى منها •

وأبسط الطرق لتسهيل مثل هذا التحليل ترتيب جميع الدرجات فى الجدول السابق من الأدنى للأعلى أو العكس • ومن الجدول السابق نجد أن أدنى درجة هى ٤٠ وأعلى درجة هى ٧٣ ، وعندئذ يصبح الترتيب التصاعدى للدرجات فى هذه الحالة على النحو الآتى : ٤٠ ، ٤١ ، ٤٢ ، ٧٣،٠٠٠٠٠ ، ثم نسجل أمام كل منها عدد التلاميذ الذين حصلوا عليها• ولتسهيل العد يمثل كل تلميذ (حالة) بخط مائل يسمى العلامة التكرارية ، ويدل عدد هذه الخطوط (العلامات التكرارية) على عدد المرات التى تتكرر فيها الدرجة ، وعندما يبلغ عدد هذه الخطوط خمسة فاننا نرسم الخط الخامس فى عكس ميل الخطوط الأربعة الأخرى بحيث يتقاطع معها جميعا ويحولها بذلك الى حزمة خماسية من الخطوط المائلة ثم تحول هذه العلامات الى أرقام تدل على التكرار • ويوضح الجدول رقم (٨) ذلك •

وهذا الجدول الذى يبين الدرجات وعدد مرات حدوثها (تكرارها) هو الذى يسمى جدول التوزيع التكرارى • وحالما يتم تنظيم البيانات على هذا النحو يمكن بسهولة ادراك أن الدرجة ٦١ أعلى من منتصف التوزيع •

جدول (٨) درجات ٥٠ تلميذا مرتبة تصاعديا مع علاماتها التكرارية وتكراراتها

الدرجة	العلامة التكرارية	التكرار	الدرجة	العلامة التكرارية	التكرار	الدرجة	العلامة التكرارية	التكرار	الدرجة	العلامة التكرارية	التكرار
٤٠	/	١	٥٠	/	١	٦٠	//	٢	٧٠	/	١
٤١	/	١	٥١	//	٢	٦١	///	٣	٧١	//	٢
٤٢	.	٠	٥٢	/	١	٦٢	/	١	٧٢	/	١
٤٣	/	١	٥٣	~~////~~	٥	٦٣	.	٠	٧٣	/	١
٤٤	//	٢	٥٤	///	٣	٦٤	.	٠			
٤٥	.	٠	٥٥	///	٣	٦٥	//	٢			
٤٦	//	٢	٥٦	////	٤	٦٦	/	١			
٤٧	.	٠	٥٧	///	٣	٦٧	//	٢			
٤٨	/	١	٥٨	//	٢	٦٨	.	٠			
٤٩	/	١	٥٩	/	١	٦٩	.	٠			

تصنيف البيانات فى فئات :

الا أنه حين يكون مقدار البيانات كبيرا يصبح اللجوء الى الطريقة السابقة فى الحصول على التوزيع التكراري عملا غيراقتصادى فى توفير جهد الباحث فى البحث عن مغزى لهذه البيانات .وللحصول على مزيد من التبسيط واليسر يمكن اختزال الدرجات الضرورية الى عدد أصغر من المجموعات لهذه الدرجات ، كل مجموعة منها تسمى فئة interval ومن المعتاد الا يلجأ الباحث الى هذه الطريقة اذا كان عدد الدرجات أقل من ٣٠ ، فحينئذ يصبح من غير الضرورى وضعها فى فئات ، ويمكن الاعتماد على محض ترتيبها وحساب تكراراتها كما هو الحال فى الجدول (٨) .

وعند تصنيف البيانات الى فئات يحتاج الباحث الى اتخاذ قرارين هامين : أولهما تحديد عدد الفئات التى سوف تصنف اليها جميع الدرجات ، وتحديد سعة الفئة (أى عدد الحالات التى يتضمنها كل فئة) . ومن المبادىء العملية فى اختيار عدد الفئات التى تلخص لنا التوزيع التكرارى تلخيصا جيدا مهما بلغ عدد الدرجات الا يقل عن ١٠ ولايزيد عن ٢٠ ويفضل أن يكون ١٥ فئة . ومن هذه المبادىء أيضا فى اختيار سعة الفئة أن يكون مداها ٢ أو ٣ أو ٥ أو ١٠ أو مضاعفات ١٠. ويفضل اذا اخترنا سعة للفئة أقل من ١٠ أن تكون هذه السعة رقما فرديا حتى يكون مركز الفئة أو منتصفها عددا صحيحا . ويفيد هذا الاختيار كثيرا فى تسهيل الكثير من العمليات الاحصائية التى سنشير اليها فيما بعد .

وللحصول على العدد المناسب للفئات والسعة المناسبة للفئة نبدأ بحساب الفرق بين أعلى درجة وأقل درجة مضافا اليه الواحد الصحيح ، وهو مايسمى السعة الكلية للبيانات ، ثم نقسم هذه السعة الكلية على سعة الفئة المناسبة المختارة وبذلك نحصل على أنسب عدد من الفئات يمكن أن يلخص البيانات ، وبالطبع فان الكسور لابد أن

تقرب فى هذه الحالة الى عدد صحيح مهما بلغ مقدارهـــا .

وفى مثالنا السابق فان :

(١) السعة الكلية للبيانات = ٧٣ – ٤٠ + ١ = ٣٤

(٢) بقسمة هذه السعة الكلية على ٣ (وهو سعة الفئةالمختارة) يكون:

عدد الفئات = $\frac{٣٤}{٣}$ = ١١٫٣٣ أى ١٢ فئـــة

وهو عدد مناسب فى ضوء المحك العملى الذى أشرنا اليــه .

أما اذا اختار المدى ٥ يحصل علـى :

عدد الفئات = $\frac{٣٣}{٥}$ = ٦٫٦ أى ٧ فئـــات

وهو عدد غير مناسب فى ضوء هذا المحـــك

وهكذا تصبح سعة الفئة ٣ ، وعدد الفئات ١٢ هو أفضل تمثيـــل للبيانات . وحينئذ نعد جدولا جديدا للتوزيع التكرارى للدرجات المجمعة فى فئات حيـــث ترتب فئات الدرجات هذه مرة أخرى ، امـا من الأدنى الى الأعلى (ترتيب تصاعدى) أو من الأعلى الى الأدنى (ترتيـــب تنازلـى) ثم نضع أمام كل فئة عدد الحالات التى تقع فى كل منهـا ممثلة بعلاماتها التكرارية على النحو السابق . ويوضح الجدول (٩) هذا النوع من التوزيع التكـــرارى .

جدول (٩) توزيع تكرارى لفئات من الدرجات

فئات الدرجات فئات (س)	العلامات التكرارية	التكرار (ك)
٤٠ – ٤٢	//	٢
٤٣ – ٤٥	///	٣
٤٦ – ٤٨	///	٣
٤٩ – ٥١	////	٤
٥٢ – ٥٤	//// ////	٩
٥٥ – ٥٧	//// ////	١٠
٥٨ – ٦٠	////	٥
٦١ – ٦٣	////	٤
٦٤ – ٦٦	///	٣
٦٧ – ٦٩	//	٢
٧٠ – ٧٢	////	٤
٧٣ – ٧٥	/	١
	المجموع (ن)	٥٠

وفى هذا الصدد يجب أن نؤكد مايأتى :

(١) أن فئات الدرجات يجب أن تكون متخارجة ، ومعنى ذلك أن الدرجة الواحدة لايمكن أن تنتمى الى فئتين فى وقت واحد . ولعل القارىء لاحظ فى مثالنا السابق أن لكل فئة بداية ونهاية تختلفان عن تلك التى تسبقها وتلك التى تليها . وقد عبرنا فى هذا المثال عن حدود التخارج بشكل قطعى فالفئة الثانية تمتد (٤٣ – ٤٥) بينما الفئة الأولى (٤٠ – ٤٢) والفئة الثالثة تمتد (٤٦ – ٤٨) .ولتجنب ادراك الفئات على هذا النحو على أنها فئات منفصلة ، بينما هى تنتمى فى حقيقتها الى الكم المتصل ، يرى بعض الباحثين استخدام البدايات أو النهايات المفتوحة للفئات . ففى حالة استخدام البداية المفتوحة يمكن التعبير عن الفئتين الأولى والثانية مثلا على النحو الآتى :

أكثر من ٣٩ ــ ٤٢
أكثر من ٤٢ ــ ٤٥
وهكذا بالنسبة للفئات الأعلى منهــــا .

وفى حالة استخدام النهاية المفتوحة نعبر عن الفئتيــــــــن الأخيرتين مثلا على النحو الآتـــــى :

٧٠ ــ أقل من ٧٣
٧٣ ــ أقل من ٧٥

وهكذا بالنسبة للفئات الأدنى منهــــا .

(٢) حتى فى حالة استخدام الحدود الفاصلة لبداية الفئة ونهايتها كما هو الحال فى المثال بالجدول السابق فيجب التنبه دائما الـــى الحدود الحقيقية للفئات باعتبارها تدل على كم متصل . وهذه الحـــدود الحقيقية للفئات ليست الا امتدادا لمفهوم الحدود الحقيقية للدرجـــة كما شرحناه فيما سبق ، وعلى ذلك فان الحدود الحقيقية للفئـــــــة (٥٢ ــ ٥٤) مثلا هى (٥ر٥١ ــ ٥ر٥٤) وهكذا بالنسبة لجميع الفئات .

(٣) يجب أن يكون عدد الدرجات فى جميع الفئات متساويا . ولعـــل القارىء يدرك أننا حين نعبر عن سعة الفئة على صورة (٦١ ــ ٦٣) مثلا فان ذلك يعنى أن هذه الفئة تشمل الدرجات ٦١ ، ٦٢ ، ٦٣ ، وكذلــــك الشأن فى الفئة (٦٧ ــ ٦٩) فهى تشمل الدرجات ٦٧ ، ٦٨ ، ٦٩ ، وهكذا بالنسبة لجميع الفئات فى المثال السابق ، حيث أن عدد الفئات فيهـا يساوى ٣ ، وهو ماعبرنا عنه بسعة الفئة كما بينا . واستخدام الفئات غير المتساوية السعة يسبب مشكلات خطيرة للباحث وخاصة اذا كان عليـه اجراء أى تحليلات احصائية على جدول التوزيع التكرارى .

(٤) يجب أن تكون الفئات مستمرة طوال التوزيع التكـــــرارى ، ولايجوز للباحث أن يستبعد درجات لم يحصل عليها أحد ، أو فئـــــات ليس لها تكرار ، فحذف مثل هذه الدرجات ، أو الفئات يؤدى الى فهـم

غير صحيح لطبيعة البيانات ، ناهيك عن المشكلات الكبرى التى يسببها للباحث اذا استخدم أى تحليلات احصائية لبياناته .

(٥) من التقاليد الشائعة فى المؤلفات الاحصائية فى الغرب ترتيب الدرجات والفئات من الأعلى الى الأدنى (الترتيب التنازلى)، الا أن التقليد الذى شاع فى مؤلفاتنا العربية هو النظام العكسى ، أى الترتيب التصاعدى من الأدنى الى الأعلى وقد التزمنا به طوال هذا الكتاب .

(٦) العلاقة بين عدد الفئات وسعة الفئة علاقة عكسية ، فكلما زاد عدد الفئات تضيق سعة الفئة ، والعكس صحيح . وعموما فان القاعدة العملية الذهبية التى أشرنا اليها قد تفيد فى توجيه الباحث المبتدئ . عليك أن تختار لعدد فئاتك رقما بين ١٠، ٢٠ ، ولسعة فئاتك رقما فرديا اذا كانت هذه السعة أقل من ١٠ وحدات . وهذا الاختيار يفيد كثيرا عند محاولة تمثيل بيانات التوزيع التكرارى بالرسوم البيانية .

(٧) فى بعض الأحيان يفضل الباحثون أن يكون محل الدرجة الدنيا فى التوزيع هو منتصف الفئة الأولى ، ويتفق ذلك مع افتراض الكم المتصل . ويفضل البعض الآخر أن يكون الحد الأدنى لأقل درجة فى التوزيع أو أحد مضاعفات سعة الفئة . وهذا الاختيار أكثر شيوعا فى حالة استخدام سعة للفئة مقدارها ٥ أو ١٠ أو مضاعفاتهما .

(٨) يستخدم بعض المؤلفين المحدثين (Minimium, 1978) نظما مختلفة للتعبير عن العلامات التكرارية ومن ذلك استخدام متوازى الأضلاع أو المربع وقطرهما على نحو ⊠ بدلا من ////، وحينئذ يعبر كل ضلع من الأضلاع الأربعة والقطر عن عدد الحالات .

(٩) يستخدم الرمز (س) للتعبير عن الدرجة والرمز (ك)

للتعبير عن التكرار ، والرمز (ن) للتعبير عن مجموع الأفـــراد أو الحالات طوال هذا الكتاب ،وبالطبع سوف يزداد استخدام لغـــة الرموز تدريجيا مع تتابع فصوله .

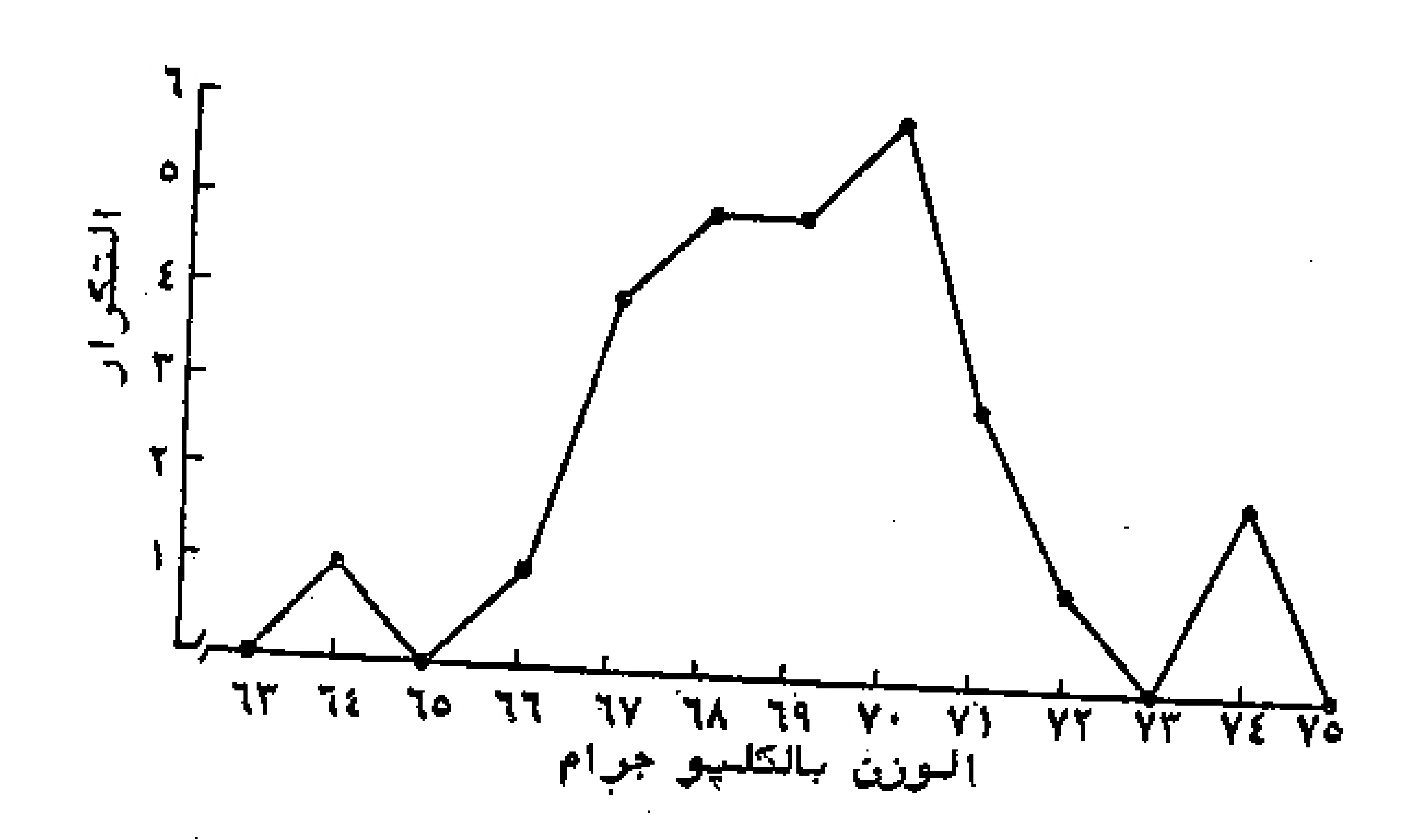
المضلع التكرارى : التمثيل البيانى لمعطيات النسبة والمسافة :

لاشك فى أن التوزيع التكرارى يعطينا صورة أولية عن درجـــات العينة موضع البحث . فمنه يمكن أن ندرك الدرجة (أو الفئة) التى تستحوذ على أعلى التكرارات ،وكذلك قد نلاحظ أن الدرجات (أو الفئات) الدنيا والعليا فى التوزيع أقل تكرارا من تلك التى تقـع فـــى المنتصف .

ويمكن الحصول على صورة أفضل لهذا التوزيع عن طريق تمثيل الدرجات وتكراراتها بيانيا (أى بالرسم البيانى) . والشكل البيانى الـذى يعبر عن هذه البيانات التى تتخذ صورة النسبة والمسافة (وهى قيـم متصلة كما قلنا آنفا) يسمى المضلع التكرارى polygon ، الـذى يتألف من محورين متعامدين ، أحدهما المحور الأفقى (ويسمى الاحداثى س) وعادة مايدل على الدرجات أو القيم المتصلة ،وثانيهما المحور الرأسى(ويسمـــى الاحداثى ص) ويدل فى حالة التوزيع التكرارى على التكرارات.ويعبر عـــن العلاقة بين المحورين بخطوط تصل بين نقاط يدل كل منها على تكـــرار كل درجة أو فئة . وعادة مايبدأ المحور(س) بدرجة أو فئة أقل مباشرة من أدنى فئة يتضمنها جدول التوزيع التكرارى ، كما ينتهى بدرجـــة أو فئة أكبر مباشرة من أعلى فئة فيه . ولكى نوضح ذلك يوضح الشكـــل رقم (٧) المضلع التكرارى لبيانات الجدول رقم (١٠) والتى تعبـــر عن تكرارات أوزان ٢٨ شخصا من الراشدين .

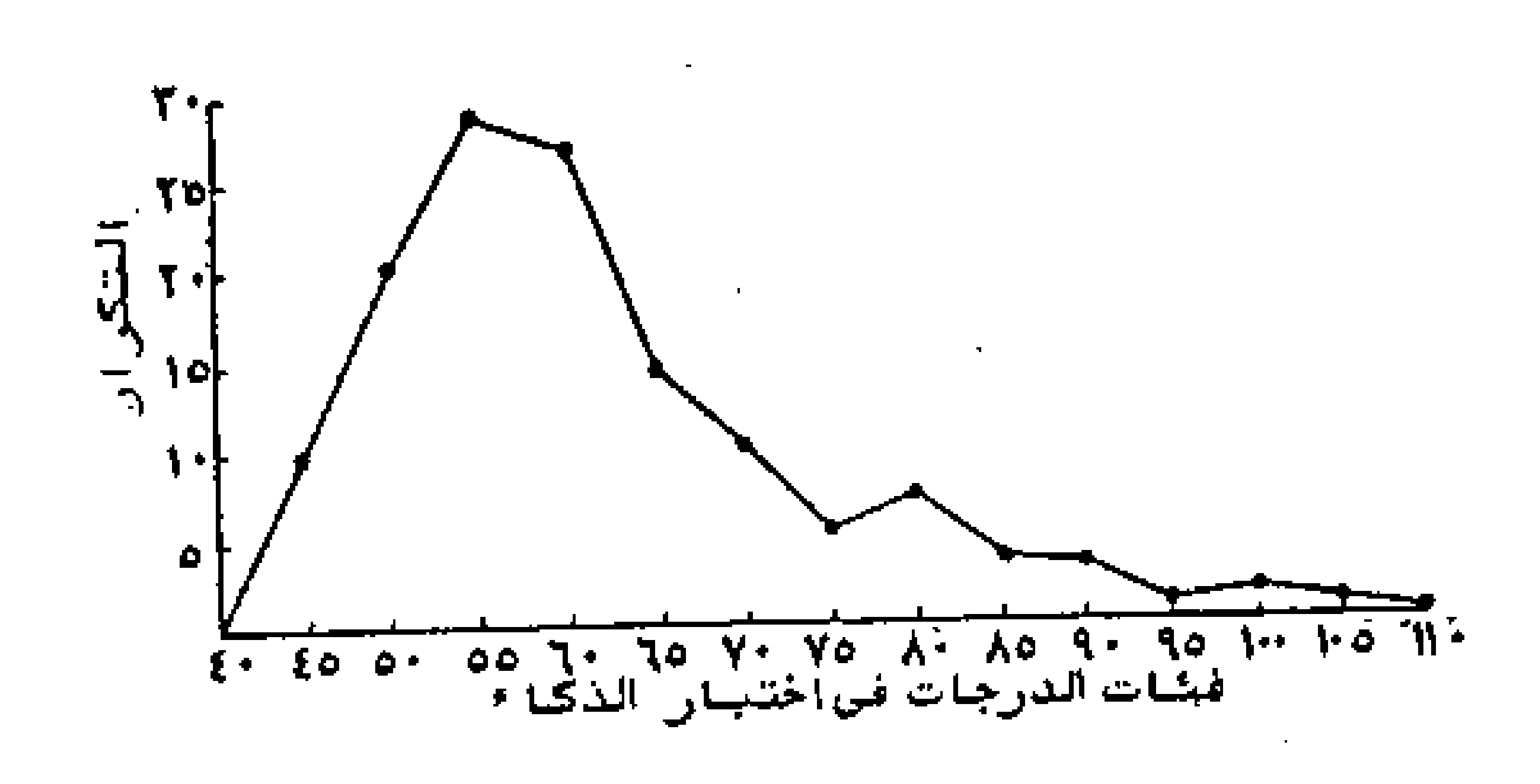
جدول (١٠) التوزيع التكرارى لأوزان عينة من الراشديـــن

الوزن بالكيلو جرام	ك
٦٤	١
٦٥	٠
٦٦	١
٦٧	٤
٦٨	٥
٦٩	٥
٧٠	٦
٧١	٣
٧٢	١
٧٣	٠
٧٤	٢
	ن = ٢٨



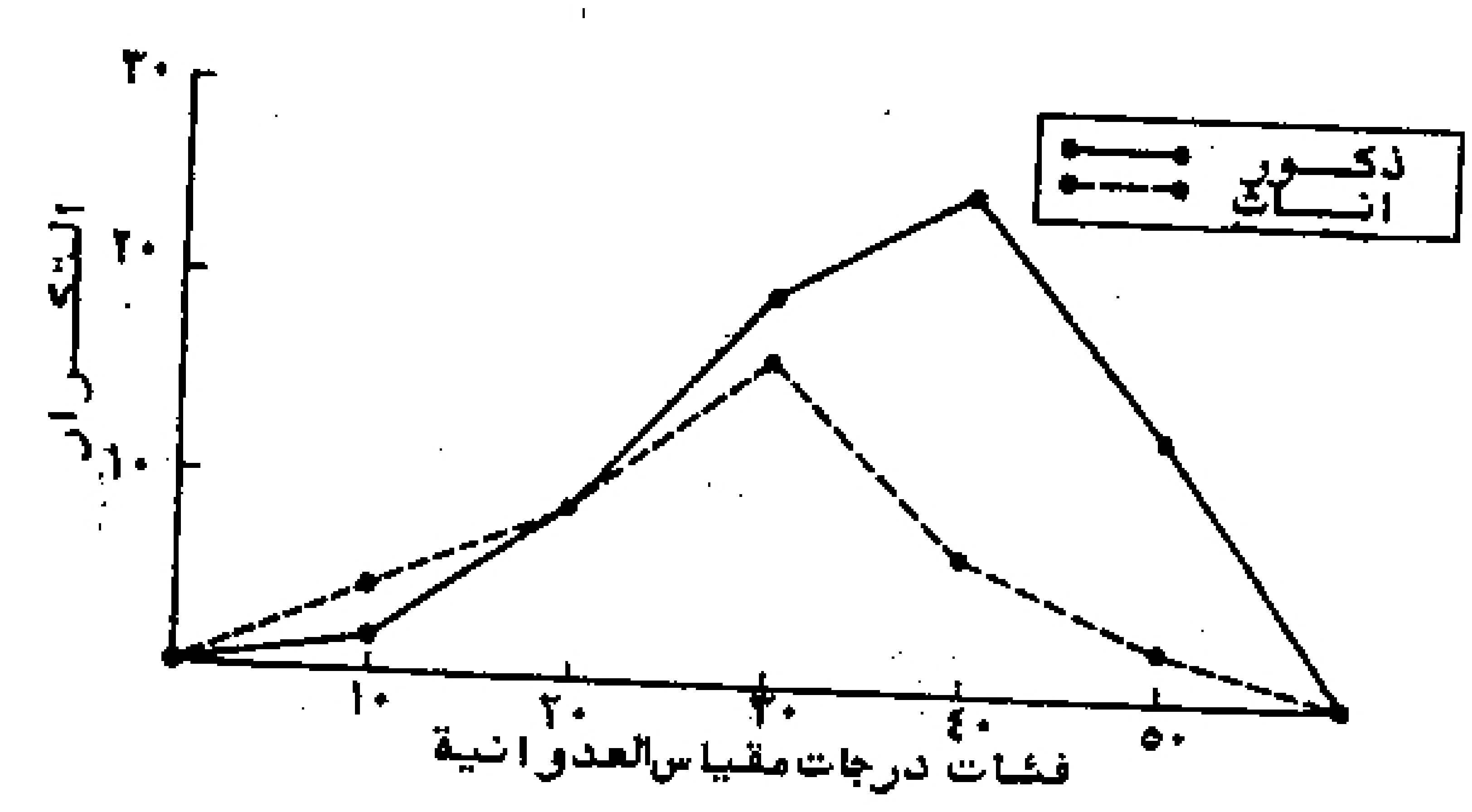
الشكل (٧) المضلع التكرارى لأوزان ٢٨ شخصا من الراشديـــن

ويمكن التعبير عن التوزيع التكرارى فى الفئات للدرجات فى صورة مضلع تكرارى بنفس الطريقة ، فيما عدا أن النقاط الدالة على تكرار كل فئة يكون موضعها فى منتصف الفئة ، ويوضح الشكل رقم (٨) مثالا على مضلع تكرارى لفئات درجات عينة من الأطفال فى اختبار للذكاء (هل تستطيع استنتاج جدول التوزيع التكرارى من هذا المضلع ؟) .



الشكل (٨) المضلع التكرارى لفئات درجات عينة من الأطفال فى اختبار للذكاء

ويمكن استخدام التمثيل البيانى للمقارنة البصرية بين مجموعتين مختلفتين أو أكثر ، ويوضح الشكل رقم (٩) مضلعين تكراريين لتوزيع درجات مجموعتين من التلاميذ احداهما من الذكور والأخرى من الاناث فى مقياس للعدوانية .

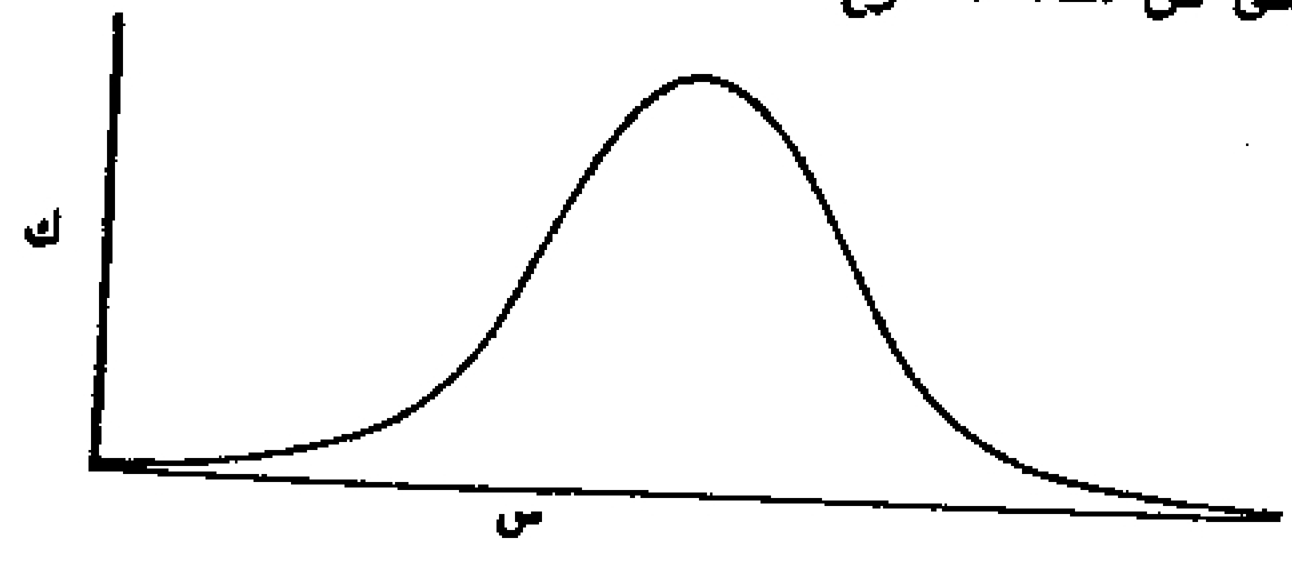


الشكل (٩) مضلع تكراري لفئات درجات العدوانية لمجموعتين من الذكور والاناث

المنحنى التكرارى :

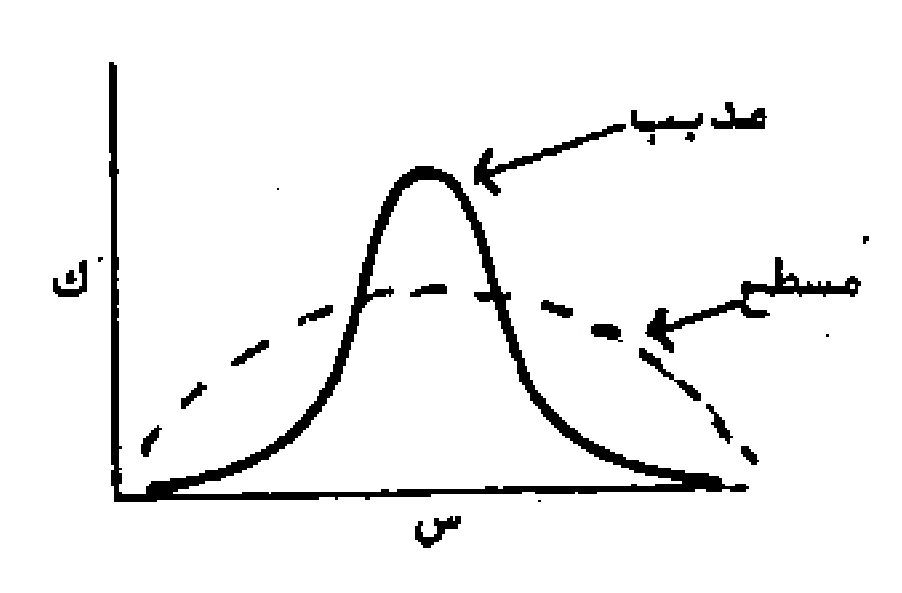
يلاحظ على المضلع التكرارى أنه يتخذ فى أغلب الأحيان شكلا واضحا ، وحينئذ يمكن تمهيده ليصبح فى صورة منحنى . وتتوافر عدة صور من منحنيات التوزيعات التكرارية أهمها مايلى :

(١) المنحنى الاعتدالى : وهو منحنى منتظم له قمة واحدة فى المنتصف تماما ويقع نصف التكرارات أدنى من هذه القمة ونصفها الآخر أعلى منها وسوف نتناوله بالتفصيل فيما بعد . والشكل (١٠) يوضح منحنى من هذا النوع .



الشكل (١٠) منحنى التوزيع الاعتدالى

(٢) <u>المنحنى المفرطح</u> : ويقصد بالتفرطح Kurtosis الى أى حد يوصف المنحنى بأنه مدبب leptokurtic أو مسطح platykurtic كما هو الحال فى الشكل (١١) أما المنحنى الاعتدالى فيوصف بأنه متوسط التفرطح

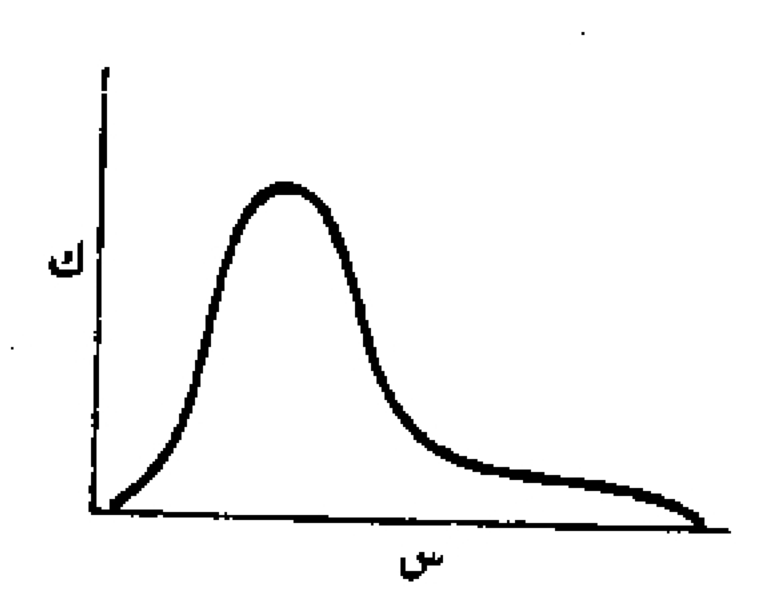


الشكل (١١) المنحنى المدبب

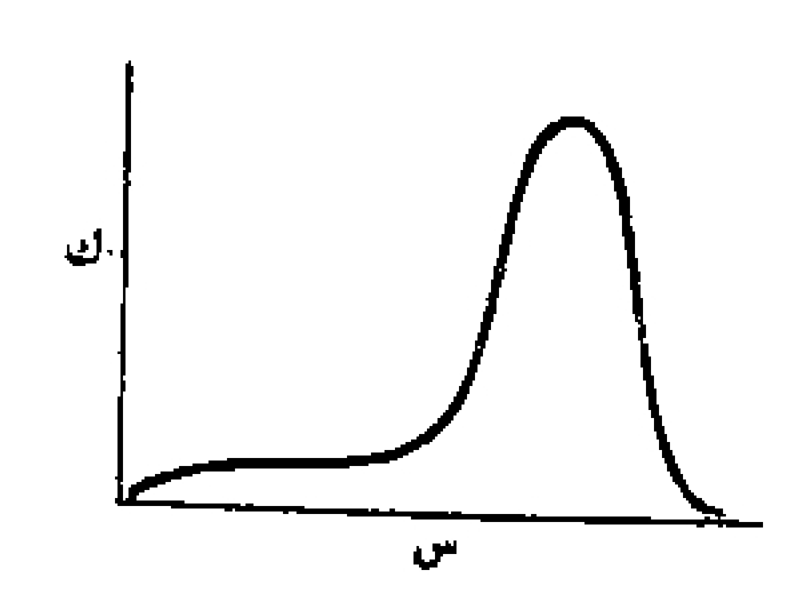
(٣) <u>المنحنى الملتوى</u> : الأنواع السابقة من المنحنيات تتسم بأنها منتظمة حول نقطة التوسط Symmetric ، كما أنها ذات قمة واحدة Unimodal • الا أن الباحث قد يحصل على منحنيات لاتتوافر فيها احدى هاتين الخاصتين أو كلتاهما • ومن ذلك المنحنى الملتوى Skewed • وتصنف المنحنيات الملتوية الى نوعين :

(أ) منحنى الالتواء الموجب : وهو المنحنى الذى تتحيز قمته نحو الطرف الأدنى من التوزيع ، أى أن معظم الأفراد يحصلون على درجات منخفضة فى المقياس كما هو الحال فى الشكل (١٢) •

(ب) منحنى الالتواء السالب : وهو المنحنى الذى تتحيز قمته نحو الطرف الأعلى من التوزيع ، ومعنى ذلك أن معظم الأفراد يحصلون على درجات مرتفعة فى المقياس كما هو مبين فى الشكل(١٣) •



الشكل (١٢) منحنى التواء موجب

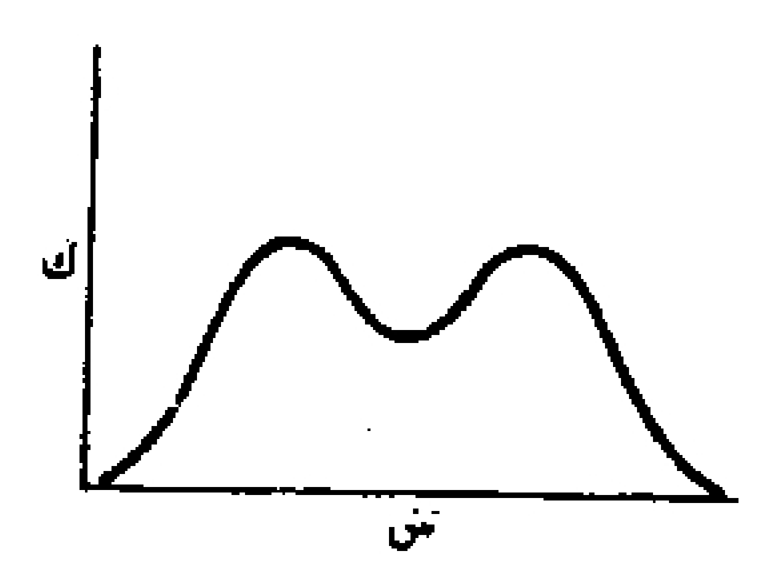


الشكل (١٣) منحنى التواء سالب

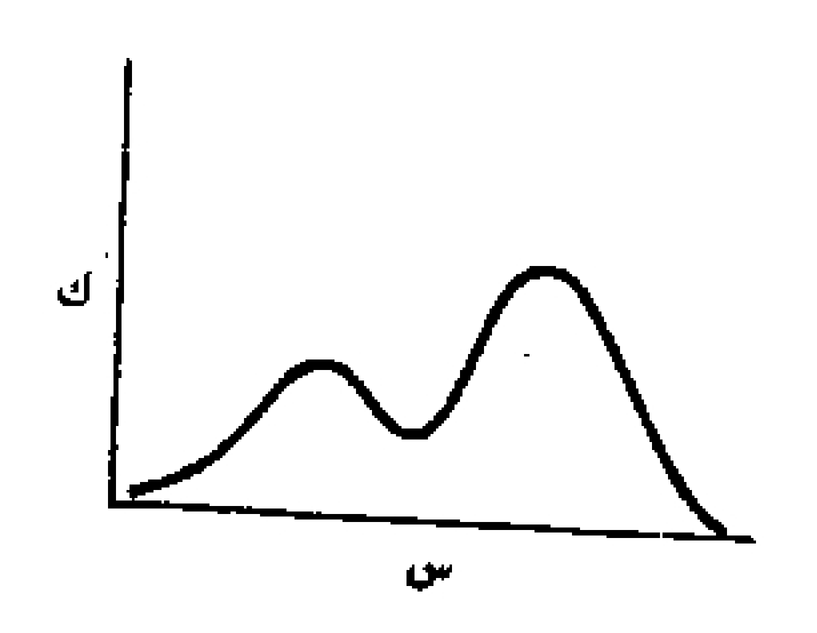
(٤) المنحنى ذو القمتين : قد يتسم المنحنى بأنه له قمتان واضحتان (أو أكثر) ويسمى المنحنى فى هذه الحالة بأنه منحنى ذو قمتين أو ذو منوالين bimodal . ويدل فى جوهره على أن العينة تتألف من عينتين مستقلتين (أو أكثر) . وهذا النوع قد يكون أيضا من نوعين :

(أ) المنحنى المنتظم ذو المنوالين : وهو منحنى له قمتان من نفس الارتفاع ، كما هو فى الشكل (١٤) .

(ب) المنحنى غير المنتظم ذو المنوالين : وهو منحنى له قمتان من ارتفاعين مختلفين كما هو موضح فى الشكل (١٥) .



الشكل (١٤) منحنى منتظم ذو منوالين .

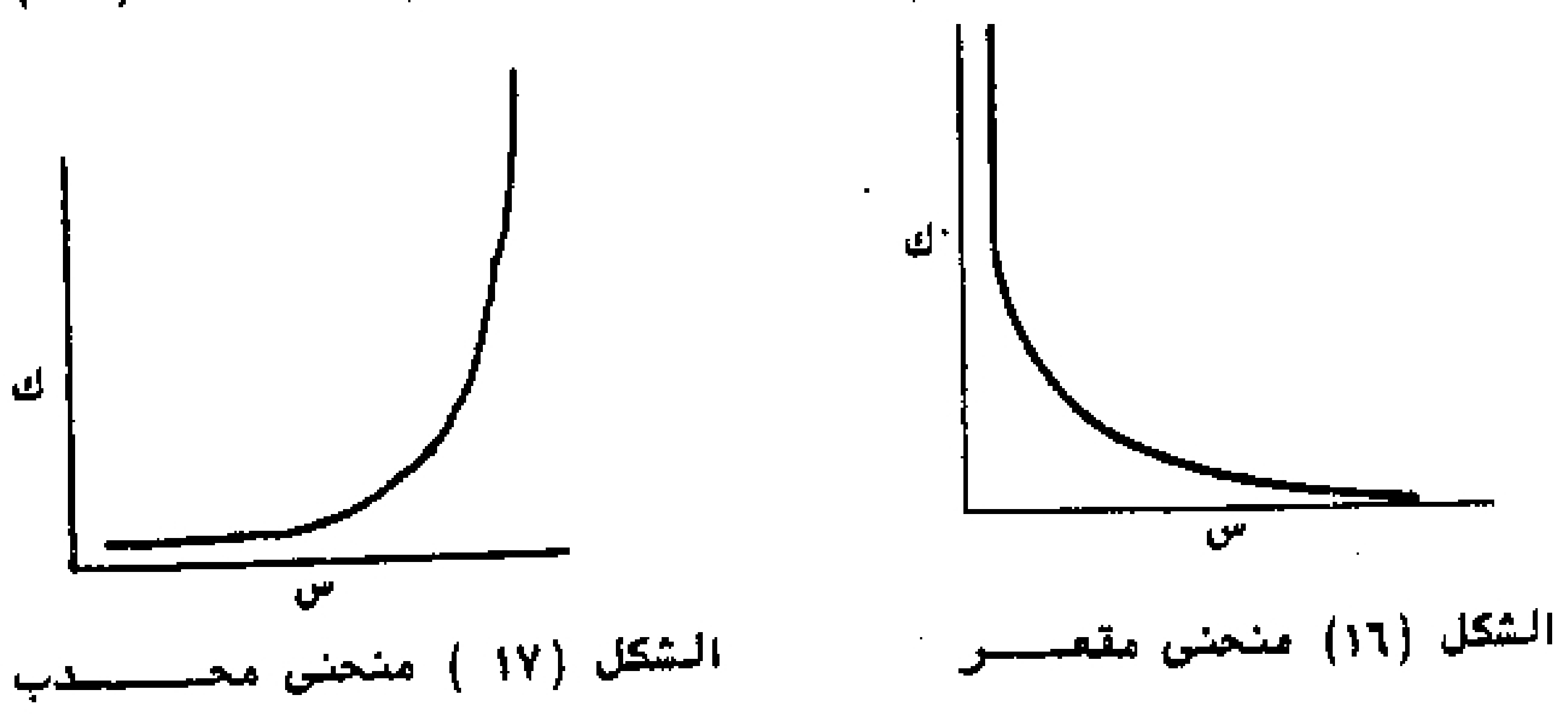


الشكل (١٥) منحنى غير منتظم ذو منوالين

(٥) المنحنى الأحادى الطرف : وهو منحنى له قمة واحدة وطرف واحد ، وهو من نوعين :

(أ) المنحنى المقعر : وهو منحنى تكون قمته متحيزة نحو الطرف الأدنى للتوزيع وطرفه الوحيد ممتد على امتداد المقياس نحو الطرف الأعلى من التوزيع . ويسمى أحيانا المنحنى على شكل حرف (L) . ويوضح ذلك الشكل رقم (١٦) .

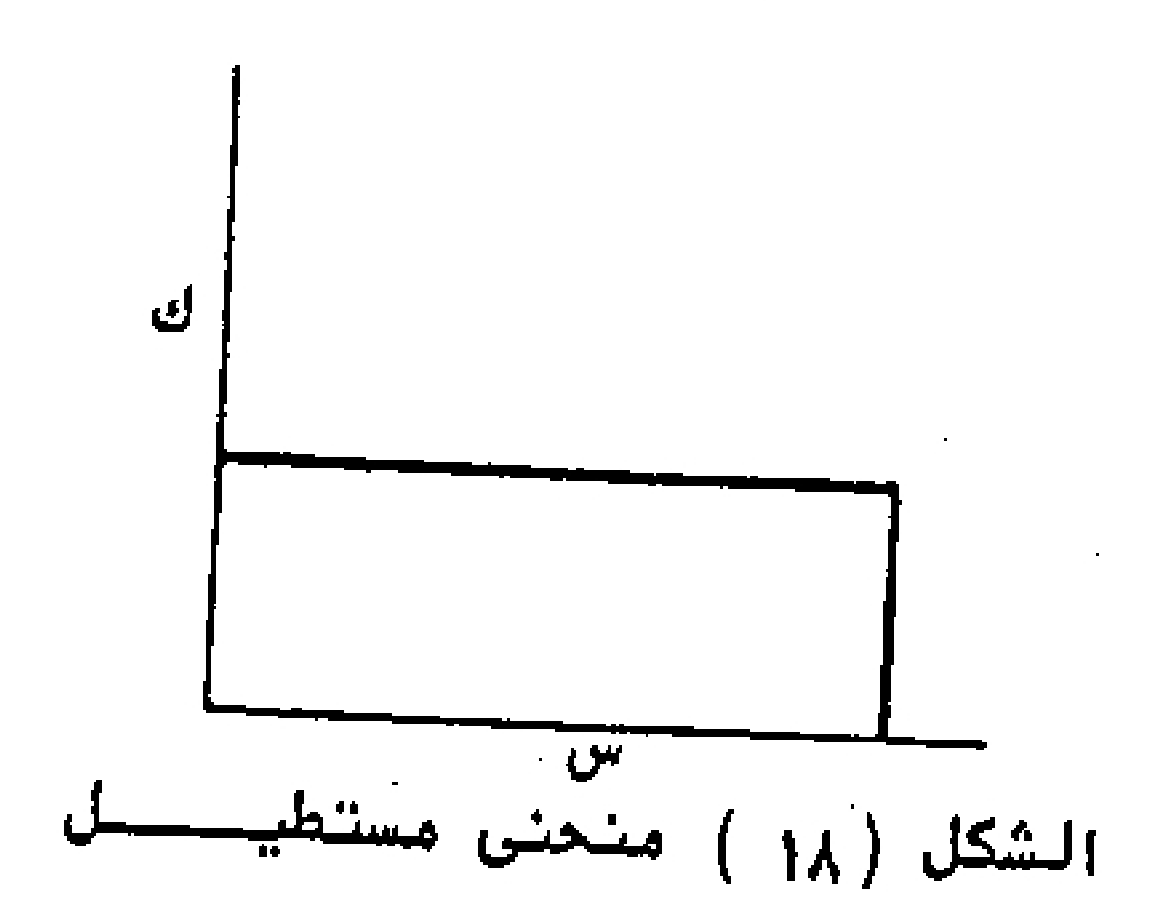
(ب) المنحنى المحدب : وهو عكس المنحنى السابق حيث تكون قمته متحيزة نحو الطرف الأعلى للتوزيع وطرفه الوحيد ممتد على امتداد المقياس نحو الطرف الأدنى من التوزيع ، ويسمى أحيانا المنحنى على شكل حرف (⅃) . ويوضح ذلك الشكل (١٧) .



الشكل (١٦) منحنى مقعر

الشكل (١٧) منحنى محدب

(٦) المنحنى المستطيل : وهو منحنى بدون قمة وبلا أطراف وفيه تتساوى تقريبا التكرارات فى جميع الدرجات من بداية التوزيع حتى نهايته . ويوضح الشكل (١٨) مثالا لهذا النوع من المنحنيات .



الشكل (١٨) منحنى مستطيـــل

الفصل السابع

المتوسط : مقياس النزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة

ان الطرق التى وصفناها فى الفصل السابق عندعرض بيانات النسبة والمسافة تكون مفيدة حين تستحق الوقت والجهد اللازمين لاعطاء ملخص مفصل لجميع البيانات فى صيغة ملائمة هى صيغة التوزيع التكرارى أو الرسم البيانى . ومع ذلك فان الهدف الرئيسى للباحث قد يكون التركيز على خصائص هامة معينة فى البيانات الجماعية ككل .

ومن أهم الخصائص التى يركز عليها الباحثون - ولعلها أهمها على الاطلاق - الوصول الى قيمة تحدد الموضع العام general location فى التوزيع التكرارى للبيانات ، وهو الموضع الذى يحدد عدد الدرجات (أو التكرارات فى بعض الحالات التى سنتناولها عند الحديث عن البيانات الرتبية والاسمية) الذى يقع أعلى وأدنى منه . وفى هذه الحالة يشير الباحث الى مايسمى النزعة المركزية central tendency فى هذه البيانات والتى تمثلها نقطة مركزية أو قيمة نموذجية typical تمثل مجموع البيانات يشار اليها عادة بمصطلح الوسط average . وحين يفعل الباحث ذلك فانه يجب أن يتخلى عن فكرة وصف الجماعة ككل لأنه حتما سوف يفقد - عند تحديد هذه القيمة - المعلومات الفردية ، وهو ثمن يجب أن يدفعه للوصول الى وصف ملائم للبيانات ، وهو ثمن ليس فادحا كما سنبين فيما بعد .

وتختلف طرق تقدير النزعة المركزية حسب طبيعة البيانات . والمقياس الملائم لبيانات النسبة والمسافة هو المتوسط الحسابى arithmetic mean *.

---

* شاع فى بعض الكتابات الاحصائية استخدام الوسط الحسابى ونحن نفضل أن يقتصر مصطلح الوسط على معناه العام الدال على اتجاه النزعة المركزية كما أشرنا ، وعلى ذلك فان المتوسط الحسابى الذى يتناوله هذا الفصل والوسيط والمنوال اللذين سوف تتناولها فصول تالية ينتميان الى مفهوم الوسط بمعناها العام .

وعلى الرغم من وجود أنواع أخرى من المتوسطات كالمتوسط التوافقى harmonic والمتوسط الهندسى geometric ، الا أن المتوسط الحسابى هو الأكثر شيوعا واستخداما فى الاحصاء النفسى والاجتماعى والتربوى الى حد شيوع استخدامه فى هذه البحوث باسم المتوسط فقط •

وتعتمد الفكرة الجوهرية للمتوسط على تقسيم الدرجات أو الكميات ـ وليس التكرارات أو عدد الحالات كما هو الحال فى الوسيط كما سنشير فيما بعد ـ الى نصفين متساويين • وهذه الفكرة هى التى تقوم عليها جميع طرق حساب المتوسط •

أولا : حساب المتوسط من الدرجات مباشرة :

يحسب المتوسط من الدرجات مباشرة بقسمة مجموع هذه الدرجات على عددها (أى عدد الحالات أو عدد الأفراد الحاملين عليها وهو التكرار) ، مادام لكل فرد أو حالة درجة معينة فى التوزيع • ويوضح المثال الآتى ذلك •

طبق أحد الباحثين اختبارا فى فهم القراءة على تلاميذ أحد فصول الصف الرابع الابتدائى فحصل على البيانات الموضحة فى الجدول رقم (١١) •

جدول (١١) حساب المتوسط من الدرجات مباشرة

التلاميذ	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	ط
الدرجات	١	٣	٤	٥	٧	٥	٣	١	٧

وللحصول على المتوسط كمقياس احصائى للنزعة المركزية من بيانات الجدول السابق يقوم الباحث بجمع درجات التلاميذ وهو فى هذه الحالة ٣٦ ، وجمع عدد التلاميذ (أو عدد الحالات أو التكرار) وهو فى هذه الحالة ٩ ، ويحسب المتوسط الحسابى بالمعادلة الآتية :

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الأفراد}}$$

وباستخدام لغة الرمز الشائعة فى الاحصاء فاننا سوف نشير للمصطلحات المتضمنة فى المعادلة السابقة على النحو الآتى :

المتوسط = م
مجموع = مجـ
الدرجة = س
عدد الأفراد = ن

وبذلك تتحول المعادلة السابقة الى الصورة الآتية :

$$\text{م} = \frac{\text{مجـ س}}{\text{ن}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على بيانات الجدول السابق نحصل على المتوسط على النحو الآتى :

$$\text{م} = \frac{٣٦}{٩} = ٤$$

وهذه المعادلة هى الطريقة المباشرة فى حساب المتوسط ومنها يمكن الحصول على معنى المتوسط كنقطة توسط أو كنزعة مركزية أو كوسط عندها تنقسم درجات المفحوصين الى قسمين متساويين تماما . ولهذا السبب فان الحاسوب يستخدمها وحدها عند حساب المتوسط ، ناهيك عن أنها هى المعادلة الأساسية التى ترد اليها جميع المعادلات الأخرى التى لجأ اليها الاحصائيون تبسيطا للحساب وتيسيرا للعمل عندما يقوم الباحث بحساب المتوسط يدويا أو باستخدام آلة حاسبة بسيطة والتى سنتناولها فيما يلى :

ثانيا : حساب المتوسط من تكرار الدرجات غير المصنفة الى فئات :

قام أحد الباحثين بحساب الزمن الذى يستغرقه كل مفحوص فى اجتياز احدى المتاهات فى المحاولة الأولى من احدى تجارب التعلم. وكان تقدير الزمن بالثانية ، وعدد المفحوصين ٢٠ مفحوصا فحصل على النتائج المبينة فى الجدول رقم (١٢) .

جدول (١٢) حساب المتوسط من تكرار الدرجات

الدرجة (س)	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩
التكرار (ك)	١	٢	٢	٣	٦	٣	٢	١
الدرجة x التكرار (س ك)	٢	٦	٨	١٥	٣٦	٢١	١٦	٩

ولحساب المتوسط فى هذه الحالة لابد لنا من الحصول على قيمتين هما مجموع الدرجات (مج س) وعدد الأفراد (ن) . ومن الجدول السابق يتضح لنا أن ن = ٢٠ أما مج س فيمكن الحصول عليه من مجموع حاصل ضرب الدرجة فى تكرارها وهو فى هذه الحالة مج س ك الذى يساوى ١٣٣ ، وعندئذ يمكن الحصول على المتوسط بالمعادلة الآتية :

$$م = \frac{مج\ س\ ك}{ن} = \frac{١١٣}{٢٠} = ٥ر٦٥$$

ثالثا : حساب المتوسط من فئات الدرجات :

لعلنا نذكر (من الفصل السابق) أننا حين نصنف الدرجات الى فئات فاننا بعدئذ لانعلم شيئا من الطبيعة الأصلية لهذه الدرجات ، وكل مايتوافر لدينا عنها من معلومات أن درجات كل فئة تقع فى نطاق يمتد بين الحد الأدنى والحد الأعلى لهذه الفئة ، فكيف نحصل على مجموع للدرجات فى هذه الحالة نعتمد عليه فى حساب المتوسط ؟

للاجابة على هذا السؤال لجأ الاحصائيون الى حل سعيد فى التعامل مع الفئة يقوم فى جوهره أيضا على فكرة النزعة المركزية وهو الاعتماد على منتصف الفئة باعتباره يعبر عن " متوسط " الدرجات التى تقع فى نطاقها . ويمكن استخدامه للتعبير عن مجموعة درجات هذه الفئة ، تماما كما تستخدم المتوسط للتعبير عن أى مجموعة من البيانات وبالطبع فان هذا الافتراض يتضمن تقديرا للدرجات الأصلية باستخدام متوسطها ، ويقترب هذا التقدير من الدقة أو يبتعد عنه حسب مدى الفئة ، فكلما ازداد ضيقا اقترب تقديرنا من الصحة ، أما اذا ازداد اتساعا ابتعد تقديرنا عن القيم الأصلية للدرجات ، ومع ذلك فان هذه الفروق لاتؤثر كثيرا فى حسابنا لمتوسط القيم .

وعلى هذا الأساس يمكن للباحث أن يعتمد على منتصفات الفئات كتقديرات للدرجات الأصلية ومنها نحصل على قيمة تقريبية لمجموع الدرجات ، ويوضح المثال الآتى ذلك .

طبق أحد الباحثين اختبارا تحصيليا على ٥٠ تلميذا فحصل على البيانات الموضحة فى الجدول رقم (١٣) مصنفة الى فئات .

جدول (١٣) حساب المتوسط من فئات الدرجات

الفئات	منتصف الفئة (ص)	التكرار (ك)	ص × ك
١٠ – ١٤	١٢	٦	٢٤
١٥ – ١٩	١٧	٨	١٣٦
٢٠ – ٢٤	٢٢	٦	١٣٢
٢٥ – ٢٩	٢٧	١٢	٣٢٤
٣٠ – ٣٤	٣٢	٧	٢٢٤
٣٥ – ٣٩	٣٧	٦	٢٢٢
٤٠ – ٤٤	٤٢	٤	١٦٨
٤٥ – ٤٩	٤٧	٣	١٤١
٥٠ – ٥٤	٥٢	١	٥٢
٥٥ – ٥٩	٥٧	١	٥٧

وللحصول على مجموع تقريبي للدرجات اعتبرنا منتصف كل فئة يمثلها كمتوسط لها كما سبق أن أشرنا ، وبذلك أصبح هذا المجموع التقريبي مساويا للفئة مج ص ك . وعلى ذلك يمكن حساب المتوسط بالمعادلة الآتية :

$$م = \frac{مج\ ص\ ك}{ن} = \frac{١٤٨٠}{٥٠} = ٢٩٫٦$$

رابعا: حساب المتوسط بطريقة مختصرة تعتمد على المتوسط الفرضي ومدرج لمنتصفات الفئات يساوي مدى الفئة ومضاعفاته :

لحساب المتوسط على نحو أكثر تبسيطا واختصارا لجأ علماء الاحصاء الى الاعتماد على بعض خصائص تصنيف الدرجات الى فئاته وخاصة حين تكون هذه الفئات متساوية المدى ، وهو شرط جوهري أشرنا اليه فى الفصل السابق . وهذا الشرط يجعل الفئات تتزايد وتتناقص بنسبة ثابتة . وعندئذ يمكن للباحث أن يختار مرة أخرى نقطة توسط أو نزعة مركزية وسطى لهذه الفئات جميعا تسمى المتوسط الفرضي (صً) عندها يبدأ تدريج الفئات بالزيادة (الايجاب) والنقص (السلب) .وبالطبع فان هذه النقطة المختارة تكون فى منتصف التوزيع . ويوضح الجدول رقم (١٤) بيانات الجدول السابق رقم (١٣) فى ضوء مدرج منتصفات الفئات يبدأ من المتوسط الفرضي للفئة (٣٠ ـ ٣٤) ويساوي فى هذه الحالة ٣٢ ، ومنه بدأنا تدريج منتصفات الفئات (ص) على أساس الفرق (أو الانحراف) بين منتصف فئة المتوسط الفرضي ومنتصف كل فئة أخرى من فئات الجدول . وبالطبع فان الفرق بين هذين المنتصفين بالنسبة لفئة المتوسط الفرضي (٣٠ ـ ٣٤) يساوي صفرا ، ولهذا تعد هذه الفئة بالطبع بداية التدريج . ولعلك لاحظت أن التدريج فى هذا الجدول يمتد زيادة ونقصا بما يساوي مدى الفئة وهو فى هذه الحالة ٥ .

جدول (١٤) حساب المتوسط باستخدام طريقة المتوسط الفرضي ومدرج لمنتصفات الفئات يساوى مدى الفئة مضاعفاته

الفئـــات	(ص – ض) = ص	ك	ص x ك
١٠ – ١٤	(١٢ – ٣٢) = – ٢٠	٢	– ٤٠
١٥ – ١٩	(١٧ – ٣٢) = – ١٥	٨	– ١٢٠
٢٠ – ٢٤	(٢٢ – ٣٢) = – ١٠	٦	– ٦٠
٢٥ – ٢٩	(٢٧ – ٣٢) = – ٥	١٢	– ٦٠
٣٠ – ٣٤	(٣٢ – ٣٢) = صفر	٧	صفر
٣٥ – ٣٩	(٣٧ – ٣٢) = + ٥	٦	+ ٣٠
٤٠ – ٤٤	(٤٢ – ٣٢) = + ١٠	٤	+ ٤٠
٤٥ – ٤٩	(٤٧ – ٣٢) = + ١٥	٣	+ ٤٥
٥٠ – ٥٤	(٥٢ – ٣٢) = + ٢٠	١	+ ٢٠
٥٥ – ٥٩	(٥٧ – ٣٢) = + ٢٥	١	+ ٢٥
		ن = ٥٠	مج ص ك = ١٦٠–٢٨٠ = – ١٢٠

ولحساب المتوسط يبدأ الباحث بالمتوسط الفرضي (ض) باعتباره قيمة تقديرية للمتوسط الأصلي ثم يضيف اليه قيمة موزونة ناجمة عن متوسط منتصفات الفئات الجديدة باستخدام المعادلة الآتية :

$$\text{م} = \text{ض} + \left(\frac{\text{مج ص ك}}{\text{ن}} \right)$$

$$= ٣٢ + \frac{-١٢٠}{٥٠} = ٣٢ - ٢٫٤ = ٢٩٫٦$$

<u>خامسا: نحو مزيد من الاختصار فى حساب المتوسط :</u>

يمكّن حساب المتوسط بطريقة أكثر اختصارا توفيرا لوقت الباحث وجهده ، وخاصة حين يلجأ فى حسابه الى الطرق اليدوية أو باستخداء

الآلات الحاسبة البسيطة ، وذلك بمزيد من التبسيط لقيم (ص). وتعتمد هذه الطريقة على الفكرة البسيطة الواضحة فى الجدول رقم (١٤) حيث يلاحظ القارىء أى قيمة (ص) الناجمة عن انحرافات (ص ـ ض) تتزايد (سلبيا وايجابيا) عن منتصف فئة المتوسط الفرضى بما يساوى مدى الفئة (وهو فى هذه الحالة ٥) . ويمكن للباحث الحصول على مزيد من اليسر اذا لجأ الى قسمة هذه القيم على مدى الفئة (ف) فيحصل حينئذ على تدريج جديد لمنتصفات الفئات يمتد من صفر ويتزايد بمسافات مقدارها ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، الخ . ويؤدى ذلك بالطبع الى مزيد من السهولة فى العمليات الحسابية . ويوضح الجدول رقم (١٥) بيانات الجدول السابق (رقم ١٤) فى ضوء مدرج لمنتصفات الفئات بالطريقة المشار اليها .

جدول (١٥) حساب المتوسط باستخدام طريقة المتوسط الفرضى ومدرج لمنتصفات الفئات يساوى ١ ، ٢ ، ٣ ، الخ

الفئات	(ص ـ ض) / ف = ص	ك	ص × ك
١٠ ـ ١٤	ـ ٢٠ / ٥ = ـ ٤	٢	ـ ٨
١٥ ـ ١٩	ـ ١٥ / ٥ = ـ ٣	٨	ـ ٢٤
٢٠ ـ ٢٤	ـ ١٠ / ٥ = ـ ٢	٦	ـ ١٢
٢٥ ـ ٢٩	ـ ٥ / ٥ = ـ ١	١٢	ـ ١٢
٣٠ ـ ٣٤	ـ صفر / ٥ = صفر	٧	صفر
٣٥ ـ ٣٩	+ ٥ / ٥ = + ١	٦	+ ٦
٤٠ ـ ٤٤	+ ١٠ / ٥ = + ٢	٤	+ ٨
٤٥ ـ ٤٩	+ ١٥ / ٥ = + ٣	٣	+ ٩
٥٠ ـ ٥٤	+ ٢٠ / ٥ = + ٤	١	+ ٤
٥٥ ـ ٥٩	+ ٢٥ / ٥ = + ٥	١	+ ٥
		ن = ٥٠	مج ص ك = +٣٢ ـ ٥٦ = ـ ٢٤

ولحساب المتوسط فى هذه الحالة يبدأ الباحث ـ كما هو الحال فى الطريقة السابقة ـ بالمتوسط الفرضى (ض) ثم يضيف اليه مرة أخرى قيمة موزونة ناجمة عن متوسط منتصفات الفئات الا أننا يجب فى هذه الطريقة شديدة الاختصار أن نصحح أثر القسمة على مدى الفئة وذلك بالضرب مرة أخرى فى هذه القيمة (ف) ، وذلك باستخدام المعادلة الآتية :

$$م = ض + (\frac{مج ص ك}{ن} \times ف)$$

$$= ٣٢ + \frac{-٢٤ \times ٥}{٥٠} = ٣٢ - ٢,٤ = ٢٩,٦$$

خصائص المتوسط :

يتسم المتوسط بعدد من الخصائص الهامة التى تلعب دورا هاما فى معظم الطرق الاحصائية التالية ، وتتلخص هذه الخصائص فيما يلى :

(١) مجموع انحرافات أو فروق الدرجات عن المتوسط يساوى صفرا : ويمكن التعبير عن هذه الخاصية بالمعادلة الآتية :

$$مج (س - م) = صفر$$

ويمكن التعبير عن الفرق (س - م) بالرمز ح .

ومعنى ذلك أن المتوسط هو النقطة التى يتساوى عندها مجموع الفروق أو الانحرافات السالبة و الموجبة عنه ، وبهذا يتضح معناه الأساسى كمقياس للنزعة المركزية . ويوضح ذلك البيانات فى الجدول رقم (١٦) .

جدول (١٦) الانحرافات عن المتوسط تساوى الصفر

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ	
س	٥	٥	٤	١	٠	م = ٣
ح	٢ +	٢ +	١+	٢-	٣-	مج ح = صفر

ولايمكن الحصول على هذا المجموع الصفرى الا من قيم الانحرافات من المتوسط فقط . ويمكن للقارئ أن يجرب أن يطرح من الدرجات (س) فى الجدول السابق أى قيمة أخرى غير المتوسط فيحصل دائما على قيمة عددية ما . ويمكن التعبير عن هذه الخاصية فى المتوسط بالشكل رقم (١٩) .

أ ، ب ـــــ ج ـــــ د ـــــ هـ

٥ ـــ ٤ ـــ ٣(م) ـــ ٢ ـــ ١ ـــ ٠

+ ٥ =+٢+٢ ـــ ١+ ـــ صفر ـــ ٢ـ ـــ ٣ـ = ـ ٥

شكل (١٩) توازن القيم الموجبة والسالبة حول المتوسط

(٢) مربع الانحرافات يكون أصغر دائما حول المتوسط . فاذا عدنا الى المثال السابق وحصلنا على مربعات الفروق عن المتوسط ($ح^{2}$) تكون هذه القيم كما هى فى الجدول رقم (١٧) .

جدول (١٧) مربعات الانحرافات من المتوسط

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ	
$ح^{2}$	٤	٤	١	٤	٩	مج $ح^{2}$ = ٢٢

ويمكن للقارئ أن يجرب حساب أى مربعات لانحرافات أخرى عن غير المتوسط ، ولتكن عن العدد ٢ وهو أصغر من المتوسط ، أو عن العدد ٤ وهو أكبر من المتوسط فان مربعات الفروق فى هاتين الحالتين تصبح أكبر من تلك التى حصلنا عليها بالنسبة للمتوسط (وهو هنا ٣). ويوضح الجدول رقم (١٨) ذلك .

جدول (١٨) مربعات الانحرافات عن قيم أخرى غير المتوسط

الأفــــراد	أ	ب	جـ	د	هـ	
س	٥	٥	٤	١	٠	
(س - ٢)	+٣	+٣	+٢	-١	-٢	مج (س - ٢) = ٥
^{٢}(س - ٢)	٩	٩	٤	١	٤	مج ^{٢}(س - ٢) = ٢٧
(س - ٤)	+١	+١	صفر	-٣	-٤	مج (س - ٤) = -٥
^{٢}(س - ٤)	١	١	صفر	٩	١٦	مج ^{٢}(س - ٤) = ٢٧

وتسمى هذه الخاصية بخاصية المربعات الصغرى least square ولها أهميتها القصوى فى عدد من المفاهيم الاحصائية كما سنبين فيما بعد .

(٢) يعتمد المتوسط على كل درجة من درجات التوزيع التكرارى: وهذه الخاصية لاتتوافر فى مقاييس النزعة المركزية الأخرى (كالمنوال والوسيط اللذين سنتناولهما فى البابين الثالث والرابع من هذا الكتاب) . ومعنى ذلك أن قيمة المتوسط تتغير اذا تغيرت درجة واحدة من هذه الدرجات ، كما أنه حساس الى حد كبير للمواضع المختلفة التى تحتلها الدرجات فى التوزيع ومنها القيم المتطرفة ، وخاصة اذا كانت هذه القيم فى أحد أطراف التوزيع لاتتوازن معها قيم مناظرة فى الطرف الآخر . ويوضح ذلك الجدول رقم (١٩) الذى يوضح تأثير المتوسط بالقيم المتطرفة .

جدول (١٩) تأثر المتوسط بالقيم المتطرفة

الأفــراد	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	
$س_١$	٣	٤	٤	٤	٥	٦	٧	٠	$م_١$=٤
$س_٢$	٣	٤	٤	٤	٥	٦	٧	٣٩	$م_٢$=٩

فلعلك لاحظت أن زيادة درجة المفحوص (ح) من صفر فى الحالة الأولى الى ٣٩ فى الحالة الثانية أدت الى زيادة المتوسط من ٤ الى ٩ . كما لعلك لاحظت أن المتوسط فى الحالة الأولى يقع بالفعل فى منتصف التوزيع بينما فى الحالة الثانية أصبحت درجات جميع المفحوصين الآخرين أقل من المتوسط حتى يمكن لها أن تتوازن مع القيمة المتطرفة الجديدة . ولعل هذا المثال يوضح لنا مثالا للمواقف التى يكون استخدام المتوسط فيها كمقياس للنزعة المركزية موضع شك ويفضل حينئذ استخدام المقاييس الأخرى للنزعة المركزية . وهو مثال شائع الحدوث فى البحوث الانسانية حين يستخدم مؤشر الدخل السنوى أو الشهرى مثلا كمتوسط لدخول العاملين فى احدى المؤسسات .فقد يحسب هذا المتوسط على أساس جميع الدخول الشهرية أو السنوية لجميع العاملين فيها ابتداء من الادارة العليا وحتى مستوى العامل غير الماهر. ان المتوسط ـ اذا حسب فى هذه الحالة ـ فانه قد يكون أعلى بأضعاف كثيرة من الرواتب السنوية أو الشهرية الحقيقية التى يحصل عليها أحيانا ٩٠٪ من العاملين فى هذه المؤسسة .

وفى بعض الأحوال قد يكون مقدار الدرجات المتطرفة غير معلوم للباحث . فعلى سبيل المثال قد يجد الباحث الذى يجرى تجربة معملية فى التعلم أن هناك بضعة مفحوصين لايتعلمون المهمة حتى بعد عدد كبير من المحاولات . وحينئذ فانه بدلا من أن يستمر فى التجربة وينتظر ساعات طويلة على أمل أن تعلم هؤلاء قد يحدث ، فانه قد ينهى التجربة اذا لم يصل المفحوصون الى محك التعلم بعد ٧٠ محاولة مثلا، وحينئذ تكون درجة هؤلاء المفحوصون الذين لم يصلوا الى هذا المحك هى" ٧٠ محاولة على الأقل " .ويصنفون بأنهم أبطأ المفحوصين ، وبالطبع لايجب استبعادهم من التجربة والا كانت النتائج متحيزة . الا أن الباحث فى هذه الحالة لايعرف بالفعل درجاتهم الحقيقية ، ولهذا فان المتوسط لايصلح للاستخدام عندئذ كمقياس للنزعة المركزية لأن حسابه يحتاج كما بينا الى توافر جميع هذه الدرجات لحساسيته لكل درجة وموضعها فى التوزيع . وعلى الباحث أن يبحث عن مقياس احصائى آخر مناسب

(وهو هنا الوسيط الذى سنتناوله بالتفصيل فى الباب الثالث من هذا الكتاب) .

(٤) يتأثر المتوسط بالقيم التى يحسب منها ، وعلى ذلك فان اضافة أى مقدار ثابت الى جميع القيم (بالجمع أو الضرب) أو حذف مقدار ثابت منها (بالطرح أو القسمة) يؤثر تأثيرا مباشرا فى المتوسط المحسوب . فمتوسط القيم ٣ ، ٤ ، ٥ هو ٤ ، فاذا أضفنا الى هذه القيم مقدارا ثابتا هو ١٠ ليصبح ١٣ ، ١٤ ، ١٥ فان المتوسط فى هذه الحالة يصبح ١٤ ، أى أن المتوسط زاد بنفس النسبة (أى المقدار الثابت المضاف) . ومعنى ذلك أن اضافة أو حذف مقدار ثابت من جميع القيم يؤدى الى أن توزيع الدرجات يزيد أو ينقص بمقدار ذلك . وهذه الخاصية سمة عامة فى جميع مقاييس النزعة المركزية وليس المتوسط وحده .

وقد أمكن الاستفادة من هذه الخاصية فى الطرق المختصرة ـ التى شرحناها ـ لحساب المتوسط حين لجأنا الى فكرة المتوسط الفرضى . كما يمكن استخدامها فى اختصار العمليات الحسابية المجهدة اذا كانت القيم كبيرة . لنفرض أن لدينا ٥٠ درجة تمتد قيمتها بين ٣٠٥ و ٣٦٠ . اننا فى هذه الحالة لو طرحنا المقدار الثابت ٣٠٠ من جميع القيم تصبح القيم الجديدة ممتدة بين ٥ ، ٦٠ ، وحينئذ يصبح حساب المتوسط (وخاصة بالطرق اليدوية) أسهل ، وبعد حسابة يضيف الباحث الى المتوسط المحسوب المقدار الثابت الذى طرحه وهو ٣٠٠ وبذلك يعود به الى القيم الأصلية . وبالمثل يمكن للباحث أن يستخدم أى عملية حسابية أخرى مع أى مقدار ثابت فى التعامل مع القيم الأصلية بالاضافة الى الطرح ، ومن ذلك الجمع والضرب والقسمة ، وفى جميع الحالات يجب تحويل المتوسط المحسوب من القيم الجديدة بنفس العملية الحسابية ليعود الى الأصل . ولعل أشهر عمليات الضرب التى يلجأ الباحثون حين يسعون للتخفف من الكسور العشرية فى القيم الأصلية . وتسمى هذه التحويلات جميعا بالتحويلات الخطية linear transformations وذلك لأن العلاقة بين القيم الأصلية والقيم الجديدة من نوع

العلاقة التناسبية أو علاقة الخط المستقيم ٠

(٥) المتوسط هو أفضل تقدير للوسط أو للنزعة المركزية فى الأصل الكلى ٠ لنفرض أن الباحث يريد معرفة العمر الأوسط لجميع الطلاب فى احدى الجامعات ٠ انه يستطيع بالطبع أن يستخدم منهج دراسة الأصل الكلى (راجع الفصل الثالث) ويحسب متوسط أعمار جميع هؤلاء الطلاب ، الا أن هذا المنهج غير محبذ لأسباب عملية كثيرة ٠ والبديل أن يلجأ الباحث الى اختيار عينة عشوائية ممثلة (على النحو الذى وصفناه فى الفصل الثالث) قد لاتتجاوز ١٠٠ طالب مثلا يحسب لها متوسط العمر ، وحينئذ يمكنه استنتاج العمر الوسط للأصل الاحصائى الكلى ٠ فالمتوسط دون سواه من مقاييس النزعة المركزية هو أفضل تقدير لاتجاه التوسط فى هذا الأصل والسبب فى ذلك أنه أكثرها استقرارا ، ومعنى ذلك أن هذا الباحث لو حصل على عينات عشوائية ممثلة متتابعة ، كل منها يتألف من ١٠٠ طالب وحسب متوسطات هذه العينات فانها (أى المتوسطات) تميل الى التشابه فى معظم هذه العينات أكثر من أى مقياس آخر للنزعة المركزية ٠

(٦) يمكن العودة الى مجموع الدرجات بضرب المتوسط فى عدد الأفراد ٠ وهذه الخاصية مشتقة من المعادلة الأساسية لحساب المتوسط، ويمكن التعبير عن هذه الخاصية على النحو الآتى :

$$\because \quad م = \frac{مج\ س}{ن}$$

$$\therefore \quad مج\ س = م \times ن$$

ويمكن الاستفادة بهذه الخاصية فى الحصول على المتوسط الكبير أوالعام grand mean وهو متوسط متوسطات عدة مجموعات والذى يطلق عليها أحيانا اسم المتوسط الوزنى ٠ لنفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة على ثلاث مجموعات احداهما مجموعة ضابطة عدد أفرادها ($ن_1$ = ١٠ والأخريان مجموعتان تجريبيتان عدد أفرادها على التوالى $ن_2$ = ١٢ ،

$ن_٣$ = ٩ فحصل على المتوسطات الثلاثة الآتية للمجموعات الثلاث :

$$م_١ = ٥ ، م_٢ = ٦ ، م_٣ = ٧$$

اننا لكى نحصل على المتوسط الكبير فى هذه الحالة لابد من أن تتوافر لنا بيانات عن مجموع الدرجات لكل مجموعة على حدة. وحينئذ يمكن تطبيق المعادلة السابقة فنحصل على البيانات الآتية :

$$مج\ س_١ = م_١ \times ن_١ = ٥ \times ١٠ = ٥٠$$

$$مج\ س_٢ = م_٢ \times ن_٢ = ٦ \times ١٢ = ٧٢$$

$$مج\ س_٣ = م_٣ \times ن_٣ = ٧ \times ٩ = ٦٣$$

ولحساب المتوسط الكبير (م) فانه فى هذه الحالة يكون متوسط هذه المجاميع الثلاثة ، أى مجموع القيم $مج\ س_١ + مج\ س_٢ + مج\ س_٣$ وقسمة هذا المجموع على العدد الكلى لأفراد المجموعات الثلاث والذى يساوى فى هذه الحالة $ن_١ + ن_٢ + ن_٣$ على النحو الآتى :

$$م = \frac{مج\ س_١ + مج\ س_٢ + مج\ س_٣}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣}$$

$$= \frac{٥٠ + ٧٢ + ٦٣}{١٠ + ١٢ + ٩} = \frac{١٨٥}{٣١} = ٥٫٩٧$$

وبالطبع اذا كان عدد الأفراد متساويا فى جميع المجموعات فان طريقة حساب المتوسط الكبير يمكن اختصارها على النحو الآتى :

$$م = \frac{(م_١ + م_٢ + م_٣)}{ك}$$

حيث يدل الرمز (ك) فى هذه الحالة على عدد المجموعات .

مثال : لنفرض أن الباحث السابق حصل على المتوسطات الثلاثة السابقة لمجموعات ثلاث كل منها يتألف من ١٠ مفحوصين . اننا حينئذ يمكننا حساب المتوسط الكبير باستخدام المعادلة السابقة على النحو الآتى حيث (ك) فى هذه الحالة هو ٣ .

$$م = \frac{٥ + ٦ + ٧}{٣} = \frac{١٨}{٣} = ٦$$

الفصل الثامن

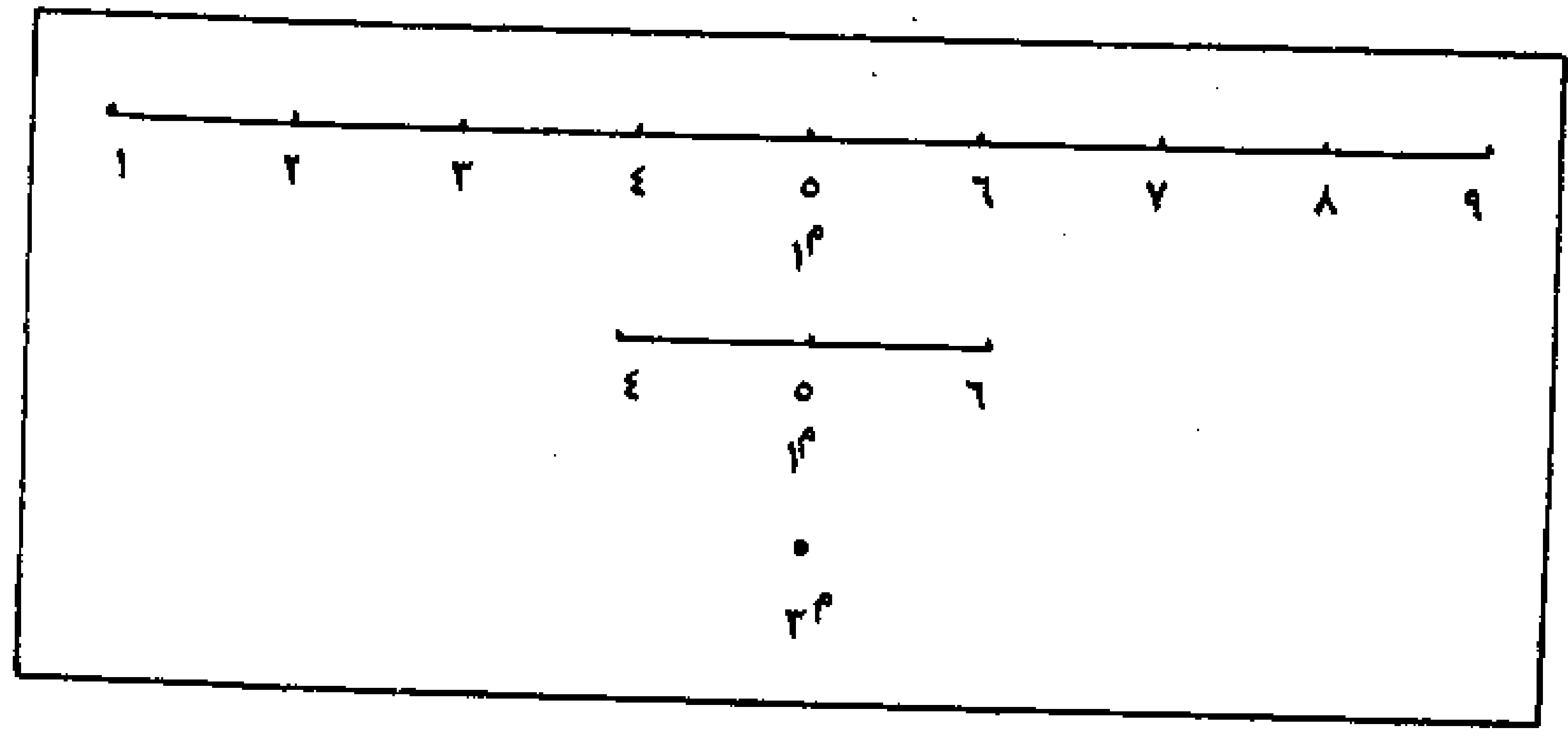
الانحراف المعياري والتباين

تناولنا فى الفصل السابق المقياس الذى يحدد مركز التوزيع ، الا أن حصول الباحث على قيمة وسطى للتوزيع لايقدم وصفا كافيا للبيانات ، لأنه لابد له أيضا من تحديد درجة اقتراب الدرجات أو ابتعادها عن هذه النقطة المركزية وهو مايسمى تشتت الدرجات Scatter أو انتشارها dispersion أو اختلافها variability . فقد تتطابق متوسطات توزيعات عديدة الا أنها لايمكن الحكم عليها بالتطابق التام بسبب اختلافها فى هذه الخاصية . تأمل البيانات فى الجدول رقم (٢٠) .

جدول (٢٠) بيانات ذات متوسط متطابق وتشتت مختلف

الأفراد	المجموعة الأولى $س_١$	المجموعة الثانية $س_٢$	المجموعة الثالثة $س_٣$
أ	١	٤	٥
ب	٣	٥	٥
جـ	٧	٥	٥
د	٥	٦	٥
هـ	٤	٤	٥
و	٢	٦	٥
ز	٦	٤	٥
ح	٩	٥	٥
ط	٨	٦	٥
	$م_١$ = ٥	$م_٢$ = ٥	$م_٣$ = ٥

لعلك لاحظت أن المتوسطات الثلاثة متطابقة (= ٥) ومع ذلك لايمكنك الحكم على أن هذه المجموعات الثلاث من المفحوصين متطابقة، فالمتأمل لبيانات المجموعة الأولى يلاحظ فيها تفاوتا واضحا فى الدرجات حول المتوسط حيث أدنى الدرجات أو أعلاها ٩ ، بينما هذا التفاوت يضيق بعض الشىء فى حالة المجموعة الثانية حيث أعلى الدرجات ٦ وأدناها ٤ ، بينما تتطابق جميع الدرجات فى المجموعة الثالثة حول المتوسط . ويمكن تمثيل هذه الحالات بالشكل الآتى :



الشكل (١٩) اختلاف التشتت مع تطابق المتوسطات

ومن هذا المثال يتضح لنا أن الحد الأدنى الممكن للتشتت هو الصفر والذى يدل على التجانس الكامل بين أفراد المجموعة ، ولايحدث الا اذا كانت جميع الدرجات متطابقة كما هوالحال فى المجموعة الثالثة ،وحينئذ لايكون هناك تشتت أو انتشار أو اختلاف على الاطلاق . أما المجموعة الثانية ففيها تشتت أقل من المجموعة الأولى .

والتشتت خاصية مهمة فى البيانات العلمية يجب أن يصفها الباحث ويحددها ، صحيح أنها أقل شيوعا فى لغة الحياة اليومية حين نعرض البيانات للقارىء العادى ، الا أنها ضرورية فى التقارير العلمية

عن البحوث . وهى تكمل خاصية النزعة المركزية وتعطيها المعنى الأدق . ولتوضيح العلة بين النزعتين يمكن أن نشبه مقاييس النزعة المركزية بأنها تصف لنا كيف تنجذب البيانات بعضها الى بعض بفعل قوة الجذب المركزية ، أما نزعة التشتت فانها تصف لنا كيف تتناثر هذه البيانات بعيدا أو قريبا عن نقطة التمركز بفعل قوة أخرى مضادة هى قوة الطرد المركزية أيضا .

ومقياس التشتت الملائم لبيانات النسبة والمسافة موضع اهتمامنا فى هذا الباب هو الانحراف المعيارى Standard deviation .
وكلمة انحراف المستخدمة هنا لاتتضمن أى معنى قيمى أو معيارى ، وانما هى مقابل لغوى للدلالة على محض الاختلاف . أما استخدام صفة " معيارى " فللاشارة الى أن هذا الاختلاف بالزيادة أو النقص عن نقطة معيارية يتحدد عندها بعد الدرجات أو قربها . وبالطبع فان هذه النقطة المعيارية التى يتم فى ضوئها هذا الحكم (بالنسبة لبيانات المسافة أو النسبة) هى المتوسط . وبعبارة أخرى فان المقصود بمصطلح الانحراف المعيارى هو درجة اختلاف الدرجات عن نقطة التمركز المعيارى فى البيانات وهى المتوسط . وسوف تتضح طبيعة الانحراف المعيارى وخصائصه مباشرة من طريقة حسابه . ولعلنا ننبه هنا الى أن الانحراف المعيارى ـ شأنه شأن المتوسط ـ لايجب استخدامه الا مع مقاييس النسبة والمسافة ، وأى استخدام له فى مقاييس الرتبة أو المقاييس الاسمية يوقع الباحث فى مآزق منطقية خطيرة .

<u>أولا : حساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشرة :</u>

يعتمد حساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشرة على حساب المتوسط الحسابى أولا ، ثم على ماعرفناه من قبل (فى الفصل السابق) عن خصائص المتوسط كنقطة توسط تتوازن عندها القيم التى تزيد عنها (بالموجب) أو تقل عنها (بالسالب) . ومعنى ذلك أن الطريقة التى " تنحرف " بها الدرجات حول المتوسط هى جوهر حساب الانحراف المعيارى.

ومن الواضح أننا بمعرفتنا كيف تختلف كل درجة عن المتوسط هو مدخلنا الى تحديد مقدار التشتت أو الانتشار أو الاختلاف فى مجموعة البيانات المتوافرة لدينا . وهذا هو المنطق الأساسى الذى تقوم عليه المعادلة الأساسية المستخدمة فى حساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشرة . وبالطبع فاننا فى حاجة الى تحديد قيمة واحدة تدل على هذا الاختلاف أو التشتت أو الانتشار ، كما هو الحال فى المتوسط كقيمة واحدة تدل على النزعة المركزية .

وتوجد عدة معادلات لحساب الانحراف المعيارى تؤلف فئة متكافئة جبريا . ومن الأفضل للباحث أن يفهم جيدا خصائص المعادلة الأساسية لحساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشرة ليدرك المعنى الأساسى. فحساب الانحراف المعيارى ليس محض عملية حسابية ميكانيكية آلية وانما هو عملية منطقية راقية .وبالطبع فان جميع المعادلات الأخرى التى سوف يشار اليها فى هذا الفصل هى عبارة عن تعديلات طفيفة على هذه المعادلة ، وهى توفر للباحث الذى سوف يلجأ الى الطرق اليدوية فى حسابه وسيلة أيسر وأسرع فى ذلك .

والمعادلة الأساسية تصاغ على النحو الآتى :

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ ح^2}{ن}}$$

حيث أن :

ع = الانحراف المعيارى ويرمز له بالرمز اليونانى σ (سيجما).

مج $ح^2$ = مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط .

ن = عدد الحالات أو الأفراد .

ويجب أن ننبه هنا الى أن القيمة (ح) الدالة على انحراف الدرجة عن المتوسط أو فرق الدرجة من المتوسط تحسب بطرح المتوسط من الدرجة وليس العكس أو بعبارة أخرى تتحدد كالآتى (ح = س ـ م) .

ويوضح الجدول رقم (٢١) حساب الانحراف المعيارى بهذه المعادلة .

جدول (٢١) حساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشـــرة

الأفراد	الدرجة (س)	الانحراف عن المتوسط (ح)	مربع الانحراف عن المتوسط (ح٢)
أ	٧	٣ +	٩
ب	٤	٠	٠
جـ	٢	٢ −	٤
د	١	٣ −	٩
هـ	٧	٣ +	٩
و	٤	٠	٠
ز	٤	٠	٠
ح	٣	١ −	١
ن = ٨	مج س = ٣٢ م = ٤	مج ح = صفـــر	مج ح٢ = ٣٢

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح الانحراف المعيارى كما يلـــى :

$$ع = \sqrt{\frac{٣٢}{٨}} = \sqrt{٤} = ٢$$

والسؤال هو : لماذا نربع الانحرافات عن المتوسط ؟

السبب فى ذلك هو تلك الخاصية الجوهرية للانحرافات عن المتوسـط والتى تناولناها فى الفصل السابق والتى تتمثل فى أن مجموع هـــذه الانحرافات (الفروق) عن المتوسط لابد فى جميع الأحوال أن يســاوى صفرا . وهذا واضح فى الجدول السابق . وبالطبع يستحيل على الباحـث رياضيا أن يحسب متوسطا لهذه الفروق لأن الناتج سيكون فى هذه الحالـة

صفرا ، وحينئذ لايمكن الاستفادة به فى أى غرض من أغراض تحليل البيانات .

وقد لجأ بعض الاحصائيين الى تجاهل الاشارات الجبرية الناتجة عن طرح المتوسط من كل درجة (ح) والحصول على مجموع مطلق لهذه الانحرافات ، ثم قسمة هذا المجموع على (ن) للحصول على متوسط لهذه الانحرافات . وتسمى الاحصاءة الناتجة عن هذه الطريقة الانحراف الأوسط Average Deviation . الا أن هذه الطريقة فى التغلب على مشكلة الاشارات الجبرية السالبة والموجبة للانحرافات والمجموع الصفرى لها لم يكتب لها الشيوع ، وخاصة بعد ماتأكد أن مجموع الانحرافات (بصرف النظر عن اشاراتها الجبرية) لايتوافر فيه شرط " المربعات الصغرى " حين تحسب هذه الانحرافات فى هذه الحالة عن المتوسط، وانما هذا الشرط يتوافر بوضوح عند حسابها عن " الوسيط " (وهو مقياس احصائى سوف نتناوله بالتفصيل فى الباب الثالث وهو أكثر ملاءمة لبيانات الرتبة) .

ولهذا لجأ الاحصائيون الى تربيع هذه الانحرافات كحل رياضى أمثل يتغلب تماما على مشكلة الاشارات الجبرية لها ، وهو الأسلوب الذى اعتمد عليه حساب الانحراف المعيارى كما اتضح فى الجدول السابق .

الا أن تربيع الانحرافات عن المتوسط ليس مجرد حيلة رياضية أو حل احصائى للتغلب على مشكلة المجموع الصفرى لهذه الانحرافات ، ولكنه له معنى أكبر من ذلك . فمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط ($\frac{مج ح^2}{ن}$) يسمى فى الاحصاء التباين Variance ، وهو مفهوم له أهميته القصوى فى علم الاحصاء الحديث .

والسؤال التالى هو : لماذا نحصل على الجذر التربيعى لمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط ؟

لعل القارىء يدرك من خصائص المعادلة الأساسية أن الانحراف المعيارى هو فى جوهره متوسط ، ولكن أى متوسط هو ؟ انه متوسط انحرافات الدرجات عن المتوسط . وحيث أن مجموع هذه الانحرافات يساوى صفرا كما بينا ، وأننا نلجأ الى التربيع للحصول على قيم تقبل التعامل الرياضى معها ، فاننا بحصولنا على الجذر التربيعى لهذا المتوسط نكون قد عدنا الى المعنى الأصلى المقيم قبل تربيع انحرافاتها ، ويعطينا الانحراف المعيارى بهذه الصورة – أى كجذر تربيعى للتباين – قيمة عددية تصلح للاستخدام فى ذاتها للتعبير عن مدى التشتت أو الانتشار أو الاختلاف .

ثانيا : حساب الانحراف المعيارى من مربعات الدرجات :

يمكن حساب الانحراف المعيارى من الدرجات دون حاجة لحساب الانحرافات الفردية للدرجات عن المتوسط المحسوب وذلك باستخدام الطريقة العامة والتى تتلخص فى حساب المتوسط من الدرجات ثم تربيعه ثم تربيع الدرجات ذاتها والحصول على مجموع هذه المربعات ثم حساب متوسط المربعات حسب المعادلة الآتية :

$$\text{الانحراف المعيارى} = \sqrt{\text{متوسط مربعات الدرجات} - \text{مربع متوسط الدرجات}}$$

أو بلغة الرموز

$$ع = \sqrt{\frac{مج\,س^{٢}}{ن} - م^{٢}}$$

وقد لانحتاج الى حساب المتوسط كخطوة مستقلة ، وفى هذه الحالة يمكن حساب الانحراف المعيارى بهذه الطريقة على النحو الآتى :

$$ع = \sqrt{\frac{مج\,س^{٢}}{ن} - \left(\frac{مج\,س}{ن}\right)^{٢}}$$

ولمزيد من التبسيط يمكن أن تصبح المعادلة بالشكل الآتى :

$$ع = \sqrt{\frac{مج\,س^{٢} - \frac{(مج\,س)^{٢}}{ن}}{ن}}$$

ويوضح الجدول رقم (٢٢) البيانات الأساسية اللازمة لحساب الانحراف المعيارى بهذه الطريقة .

جدول ( ) حساب الانحراف المعيارى من مربعات الدرجات

الأفراد	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	ط	ن = ٩
س	١	٣	٤	٥	٧	٥	٣	١	٧	مجـ س = ٣٦
$س^٢$	١	٩	١٦	٢٥	٤٩	٢٥	٩	١	٤٩	مجـ $س^٢$ = ١٨٤

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح الانحراف المعيارى :

$$ع = \sqrt{\frac{١٨٤}{٩} - (\frac{٣٦}{٩})^٢}$$

$$= \sqrt{٤٫٤٤} = ٢٫١١$$

وتسمى هذه الطريقة فى حساب الانحراف المعيارى بالطريقة العامة .

ثالثا : حساب الانحراف المعيارى من تكرارات الدرجات :

فى حالة وجود تكرار لابد لحساب الانحراف المعيارى من ضرب الدرجة فى التكرار وضرب الانحراف عن المتوسط فى التكرار أيضا (فى الطريقة الأولى) أو ضرب الدرجة فى التكرار وضرب مربع الدرجة فى التكرار أيضا (فى الطريقة الثانية) واليك مثال على استخدام الطريقة العامة مع التكرارات (أى باستخدام مربع الدرجات) .

جدول (٢٢) حساب الانحراف المعياري من تكرارات الدرجات

س	ك	س × ك	$س^2$	$س^2$ × ك
٢	٣	٦	٤	١٢
٣	١٠	٣٠	٩	٩٠
٤	٢٢	٨٨	١٦	٣٥٢
٥	٣٠	١٥٠	٢٥	٧٥٠
٦	٢٢	١٣٢	٣٦	٧٩٢
٧	١٠	٧٠	٤٩	٤٩٠
٨	٣	٢٤	٦٤	١٩٢
	ن = ١٠٠	مج س ك = ٥٠٠		مج $س^2$ك = ٢٦٧٨

وفى هذه الحالة يحسب الانحراف المعيارى بالمعادلة السابقة أي

الانحراف المعيارى = $\sqrt{\text{متوسط مربعات الدرجات – مربع متوسط الدرجات}}$

وبلغة الرموز فى هذه الحالة تصبح على النحو الآتـى :

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ س^2ك}{ن} - \left(\frac{مج\ س\ ك}{ن}\right)^2}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٦٧٨}{١٠٠} - \left(\frac{٥٠٠}{١٠٠}\right)^2}$$

$$= \sqrt{١٫٧٨} = ١٫٣٣$$

رابعا: حساب الانحراف المعيارى من فئات الدرجات :

لحساب الانحراف المعيارى من فئات الدرجات فاننا نعتمد فى هذه الحالة على مفهوم انحراف منتصفات الفئات عن منتصف المتوسط الفرضى (ح) الذى تناولناه فى الفصل السابق عند معالجة مفهوم المتوسط الحسابى . وهذه القيم الانحرافية تصبح بدائل للقيم الحقيقية فى الفئات أو المنتصفات الحقيقية لهذه الفئات . ويوضح الجدول رقم (٢٤) طريقة حساب الانحراف المعيارى بهذه الطريقة التى تيسر على الباحث الكثير من الجهد والعناء وخاصة عند لجوئه الى حساب الانحراف المعيارى بالطرق اليدوية ، وفيها يتضح اعتمادنا على (ح) ، ($ح^2$) على أنها بدائل لـ (س) ، ($س^2$) .

جدول (٢٤) حساب الانحراف المعيارى من فئات الدرجات

الفئـــات	ك	ح	ح × ك	$ح^2$	$ح^2$ × ك
١٠ – ١٤	٢	– ٤	– ٨	١٦	٣٢
١٥ – ١٩	٨	– ٣	– ٢٤	٩	٧٢
٢٠ – ٢٤	٦	– ٢	– ١٢	٤	٢٤
٢٥ – ٢٩	١٢	– ١	– ١٢	١	١٢
٣٠ – ٣٤	٧	صفر	صفر	صفر	صفر
٣٥ – ٣٩	٦	+ ١	+ ٦	١	٦
٤٠ – ٤٤	٤	+ ٢	+ ٨	٤	١٦
٤٥ – ٤٩	٣	+ ٣	+ ٩	٩	٢٧
٥٠ – ٥٤	١	+ ٤	+ ٤	١٦	١٦
٥٥ – ٥٩	١	+ ٥	+ ٥	٢٥	٢٥
	ن = ٥٠		مج ح ك = –٢٤		مج $ح^2$ ك = ٢٣٠

ويمكن استخدام نفس المعادلة السابقة بعد احلال الرمز (ح) محل الرمز (س) مع اضافة حد جديد هو مدى الفئة (ف) حيث أن التدريج الذى اعتمد عليه الانحرافات هنا قائم فى جوهره على قسمة منتصفات الفئات على مدى الفئة كما بينا فى الفصل السابق . وحينئذ تصبح المعادلة كما يلى :

$$\text{ع} = \text{ف}\sqrt{\frac{\text{مجـ ح}^{٢}\text{ك}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مجـ ح ك}}{\text{ن}}\right)^{٢}}$$

$$= ٥\sqrt{\frac{٢٣٠}{٥٠} - \left(\frac{-٢٤}{٥٠}\right)^{٢}}$$

$$= ٥\sqrt{٤{,}٣٧} = ٥ \times ٢{,}٠٩ = ١٠{,}٤٥$$

<u>كيف يمكن الاستدلال من الانحراف المعيارى على التشتت ؟</u>

يحدد مقدار الانحراف المعيارى تشتت البيانات أو انتشارها أو اختلافها ، فعند المقارنة بين مجموعتين أو أكثر من البيانات يمكن القول أن البيانات ذات الانحراف المعيارى الأكبر بينها تشتت أكبر ، والعكس صحيح . ويوضح هذه الفكرة البيانات الواردة فى الجدول رقم (٢٥) لثلاثة أفراد فقط .

جدول (٢٥) المقارنة بين البيانات فى ضوء الانحراف المعيارى

الأفراد	المجموعة الأولى		المجموعة الثانية		المجموعة الثالثة	
	$س_١$	$س_١^٢$	$س_٢$	$س_٢^٢$	$س_٣$	$س_٣^٢$
أ	٤	١٦	٨	٦٤	١٠	١٠٠
ب	٤	١٦	٣	٩	١	١
جـ	٤	١٦	١	١	١	١
ن = ٣	مجـ س = ١٢ $م_١$ = ٤	مجـ $س^٢$ = ٤٨	مجـ س = ١٢ $م_٢$ = ٤	مجـ $س^٢$ = ٧٤	مجـ س = ١٢ $م_٣$ = ٤	مجـ $س^٢$ = ١٠٢

مرة أخرى فان متوسطات هذه المجموعات الثلاث متساوية (= ٤)، ومع ذلك لايمكننا الحكم على هذه المجموعات بالتطابق • وهذا الحكم لايمكن الوصول اليه الا اذا تطابقت بيانات المجموعات الثلاث أيضا فى الانحراف المعيارى • الا أن هذا غير صحيح ، كما يتضح من حساب الانحراف المعيارى لكل مجموعة على النحو الآتى :

$$ع_١ = \sqrt{\frac{٤٨}{٣} - (٤)^٢} = صفر$$

$$ع_٢ = \sqrt{\frac{٧٤}{٣} - (٤)^٢} = ٢٫٩٤$$

$$ع_٣ = \sqrt{\frac{١٠٢}{٣} - (٤)^٢} = ٤٫٢٤$$

وعليك أن تستنتج أى المجموعات أقل تجانسا وأكثر تشتتا وانتشارا • كما يمكنك اجراء نفس المقارنة بين نفس المجموعات التى بدأنا بها هذا الفصل •

خصائص الانحراف المعيارى :

يتسم الانحراف المعيارى بمجموعة من الخصائص الهامة نلخصها فيما يلى :

(١) لايتأثر الانحراف المعيارى بالتحويلات الخطية التى تطرأ على الدرجات الأصلية (أى استخدام مقدار ثابت فى جميع الدرجات عن طريق الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة) • وفى هذا يختلف الانحراف المعيارى عن المتوسط الذى يتأثر بذلك كله ، كما سبق أن بينا فى الفصل السابق •

والسبب فى ذلك أن الانحراف المعيارى هو مؤشر على المسافة بين كل درجة وأخرى فان مثل هذه التحويلات الخطية لاتؤثر مطلقا فى هذه المسافات البينية • ولتوضيح ذلك نفرض أن لدينا الدرجات الثلاث

الآتية : ٢ ، ٤ ، ٥ فان المسافة بين الدرجة الأولى والثانية هى نقطتان ، وبين الدرجة الثانية والثالثة نقطة واحدة . فاذا أضفنا ١٠ درجات الى كل من هذه القيم الثلاث تصبح على التوالى ١٢ ، ١٤ ، ١٥ ، ومع ذلك تظل المسافات البينية ثابتة ، وبالمثل لو طرحنا درجة من كل منها فتصبح ١ ، ٣ ، ٤ . وبالطبع فان هذه الخاصية مفيدة فى تسهيل عمليات حساب الانحراف المعيارى ، فيستطيع الباحث أن يطرح مقدارا ثابتا من جميع الدرجات اذا كانت كبيرة ، أو يضربها فى مقدار ثابت اذا كانت مؤلفة من كسور عشرية (وكذلك بالجمع والقسمة اذا تطلب الأمر ذلك) الا أننا بالطبع فى حاجة الى تصحيح قيمة الانحراف المعيارى المحسوب بتحويله عن طريق العملية المستخدمة مع الدرجات الأصلية (أى بالجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة باستخدام نفس المقدار الثابت) .

(٢) الانحراف المعيارى باعتباره يعبر عن مسافة بين كل درجة وأخرى – كما بينا فى النقطة السابقة – يمكن استخدامه فى تحويل المقياس الى النوع الذى يسمى بمقياس المسافة (راجع الفصل الثانى) حين تصبح مسافات الدرجات عن المتوسط أو انحرافاتها عنه مساوية فى الواقع لوحدات من الانحراف المعيارى . وفى هذه الحالة يمكن المقارنة بين مختلف مقاييس المسافة على نحو مطلق يتجاوز القيم الأصلية للدرجات (الدرجات الخام raw scores) . ويوضح المثال الآتى ذلك :

لنفرض أن أحد الباحثين طبق اختبارين تحصيليين على مجموعة من التلاميذ وحسب المتوسط والانحراف المعيارى للدرجات فيهما فكانت البيانات كما يلى :

$م_1 = ١٠ \qquad ع_1 = ٢ \qquad م_2 = ٤٠ \qquad ع_2 = ١٨$

فهل يمكن المقارنة بين الدرجتين الخامتين اللتين حصل عليهما التلميذ (هـ) فى الاختبارين وكانتا $س_1 = ١٢$ ، $س_2 = ٣٢$ ؟

ان النظر السطحى لهاتين الدرجتين الخامتين قد يوحى للمرء بأن هذا التلميذ أكثر تفوقا فى الاختبار الثانى (فدرجته الخام فيه ٣٢) منه فى الاختبار الأول (الذى حصل فيه على الدرجة الخام١٢)٠ الا أن هذا الحكم غير صحيح اذا تم تحويل الاختبارين الى مقياس مسافة ٠

كيف يمكن تحويل الاختبار الى مقياس مسافة ؟ لايمكن أن يتم ذلك الا أصبحت مسافات الدرجات الخام أو انحرافاتها عنه وحدات أو أجزاء أو مضاعفات من مسافة ثابتة والتى تسمى فى هذه الحالة الدرجةالمعيارية Standard Score والتى تحسب بالمعادلة الآتية :

$$\text{الدرجة المعيارية} = \frac{\text{الدرجة الخام} - \text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعيارى}}$$

فاذا رمزنا للدرجة المعيارية بالرمز (ذ) تصبح المعادلة كما يلى :

$$ذ = \frac{س - م}{ع} = \frac{ح}{ع}$$

ولعل القارىء يلاحظ أن بسط هذه المعادلة المعبر عن مسافة الدرجة الخام عن المتوسط (س ـ م) هو نفسه المقدار (ح) أو الانحراف عن المتوسط الذى استخدمناه بالفعل فى حساب الانحراف المعيارى لمجموعة الدرجات ٠ وقسمة هذا المقدار على الانحراف المعيارى نفسه يحول هذه الانحرافات الخام الى أجزاء من هذه القيمة المعيارية أو مضاعفاتها ، وحينئذ تتحدد مسافات الدرجات الخام عن المتوسط بصورة مطلقة تصلح للمقارنة بين مختلف المقاييس من ناحية ومختلف الأفراد من ناحية أخرى ٠

لنعد الى مثالنا السابق ، ونحول الدرجتين الخام $س_١$ ، $س_٢$

الى درجتين معياريتين . اننا حينئذ نحصل على القيم الآتيــة :

$$ذ_١ = \frac{س_١ - م_١}{ع_١} = \frac{١٢ - ١٠}{٢} = + ١$$

$$ذ_٢ = \frac{س_٢ - م_٢}{ع_٢} = \frac{٣٢ - ٤٠}{٨} = - ١$$

أى أن $ذ_١ = + ١$ ومعنى ذلك أن الدرجة الخام ($س_١$) تنحرف عن متوسطها بالزيادة (ايجابا) بما يساوى مسافة مقدارها انحراف معيارى كامل . أما $ذ_٢$ فتساوى (− ١) ومعنى ذلك أن الدرجة الخام ($س_٢$) تنحرف بالنقص (سلبا) بما يساوى نفس المسافة . وهكذا فهذا التلميذ أكثر تفوقا فى الاختبار الأول عنه فى الاختبار الثانى.

وهكذا نلاحظ أن الدرجات المعيارية (الدالة على المسافات المتساوية فى مقاييس المسافة) قد تكون موجبة أو سالبة، وقد تساوى الصفر اذا تساوت الدرجة الخام مع المتوسط . وللتأكد احسب الدرجة المعيارية للتلميذ (و) فى الاختبارين اذا كانت درجته الخام فى الاختبار الأول = ١٠ ودرجته الخام فى الاختبار الثانى = ٤٠.ومعنى ذلك أن الدرجة الخام الصفرية تدل فى هذه الحالة على الأداء المتوسط.

كما يمكن للدرجة المعيارية أن تكون جزءا من الواحد الصحيح (أى كسرا عشريا) كما قد تكون أحد مضاعفات الواحد الصحيح. ولتوضيح ذلك احسب الدرجات المعيارية للدرجات الخام الآتية فى الاختبار الأول :

١١ ، ١٤ ، ٩ ، ١٦ ، ١٣ ، ٨ر٥

وكذلك احسب الدرجات المعيارية للدرجات الخام الآتية فى الاختبار الثانى :

٥٦ ، ٣٦ ، ٦٤ ، ١٦ ، ٥٢

ولعلك تتأمل مثلا الدرجة المعيارية المقابلة للدرجة الخام ١٦ فى كل من الاختبارين ، وتفسر معناها فى الحالتين .

وبالطبع يمكن للمقارنة أن تتم بين الأفراد . ومثال ذلك أن تحسب الدرجات المعيارية للأفراد أ ، ب ، ج فى الاختبار الأول والتى تقابل درجاتهم الخام فيه التى تساوى : ٩ ، ١٠ ، ١٢ . ماذا تستنتج من ذلك ؟.

(٣) يتأثر الانحراف المعيارى بالعوامل التى يتأثر بها المتوسط ، فهو - شأنه شأن المتوسط - حساس للموضع الذى تحتله كل درجة فى التوزيع فاذا انتقلت الدرجة بحيث تصبح أكثر انحرافا عن المتوسط فان الانحراف المعيارى فى هذه الحالة يصبح أكبر من قبل. أما اذا انتقلت الدرجة بحيث تصبح أقرب الى المتوسط فان الانحراف المعيارى يقل مقداره .

كما أن الانحراف المعيارى حساس أيضا الى وجود أو غياب الدرجات المتطرفة فى التوزيع ، ولذلك لايوصى باستخدامه - كما هو الحال أيضا فى المتوسط - اذا كان التوزيع يتضمن بضعة حالات من الدرجات المتطرفة تطرفا شديدا ، أو كان التوزيع ملتويا التواء شديدا .

والانحراف المعيارى أيضا - شأنه فى ذلك شأن المتوسط - يمثل مربعه (أى التباين) أقل مربع يمكن الحصول عليه ، وبذلك تتوافر فيه خاصية المربعات الصغرى التى لها أهمية قصوى فى كثير من الطرق الاحصائية كما سنبين فيما بعد .

وكذلك فان الانحراف المعيارى يتفق مع المتوسط فى أنه أكثر مقاومة لتقلبات العينات ، ولهذا اعتمد على هاتين الاحصائيتين فى المفاهيم الأساسية للاحصاء الاستدلالى كما سنبين فيما بعد أيضا .

التبايــــــن

التبايـن هو مربع الانحراف المعياري ، أو هو متوسط مربعـات انحرافات الدرجات عن المتوسط ، ويتم التعامل مع مربعات الانحرافات لأنها تصلح للمعالجة الجبرية كما بينا . فلايمكن الحصول على مقياس للتشتت أو الانتشار أو الاختلاف من الانحرافات ذاتها لأن مجموعهـا الحتمى صفر فى أى توزيع . وبالطبع هناك حلول للوصول الى مقاييس للتشتت من الانحرافات المطلقة (باهمال الاشارات الجبرية) كمـا بينا* الا أن ـيل هذه الانحرافات المطلقة ثبت أنها غير مفيدة فـى أى تطوير أو معالجة رياضية . أما التعامل مع مربعات الانحرافـات فانه يمكّن الباحث من تطبيق أنواع عديدة من احصاءات المربعـات الصغرى والتى لها أهميتها وفائدتها فى عدد من البراهين الرياضيـة المطلوبة لتطوير الطرق الاحصائيـة .

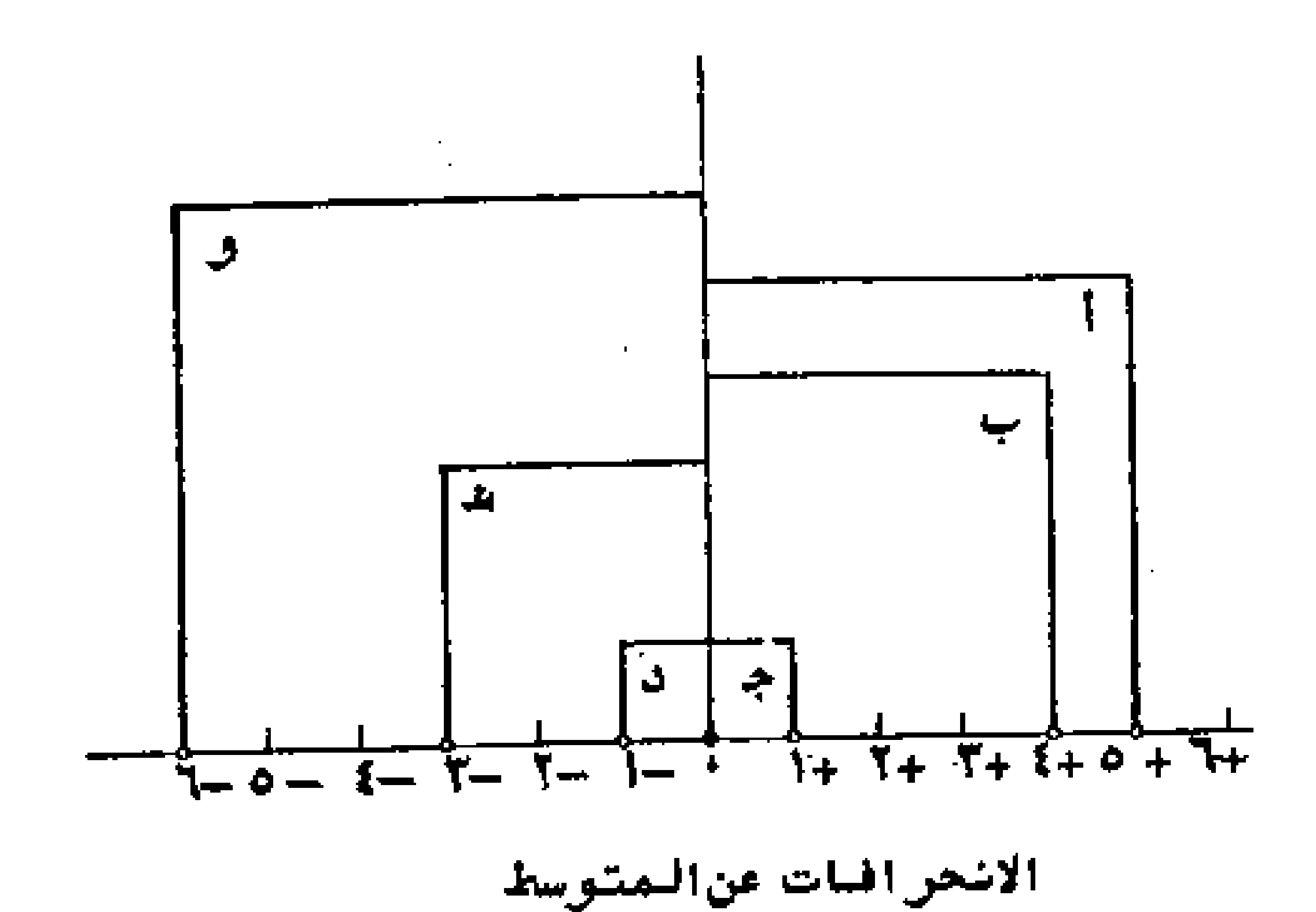
---

* استخدمت طرق أخرى فى تقدير التشتت لعل أشهرها الطرق الخمسـة التى اقترحها ايرى G.B. Airy عام ١٨٦١ وهى المعامـل ج (Modulus, C.) والخطأ المتوسط ، ومتوسط المربعات ، وخطـأ المربعات والخطأ المحتمل . الا أن الفضل فى افتراح مفهـوم الانحراف المعياري يرجع الى كارل بيرسون فى محاضرة ألقاهـا بالجمعية الملكية البريطانية عام ١٨٩٣ ، الا أن الصيغة الشكليـة لحسابه تعود فى مطلع القرن العشرين الى جوست Gosset (الـذى شاعت اسهاماته باسمه المستعار Student) .

وبالطبع فان طريقة الانحراف المتوسط التى أشرنا اليهـا (والتى تعتمد على الجمع المطلق للانحرافات مع تجاهل اشاراتها الجبرية) له بعض المعنى لأننا نكون فى حاجة الى معرفة "مقدار" انحراف الدرجات عن المتوسط بصرف النظر عما اذا كانت هـذه الانحرافات أعلى أو أدنى من المتوسط . وبالتالى فان للطريقـة مشروعية منطقية ، وتتسم بالبساطة والادراك السهل لمعناهـا ، الا أنها لاتلعب أى دور فى تطوير الطرق الاحصائية التاليـة ، وهنا تكون الأهمية القصوى للانحراف المعياري ومربعة (التبايـن) .

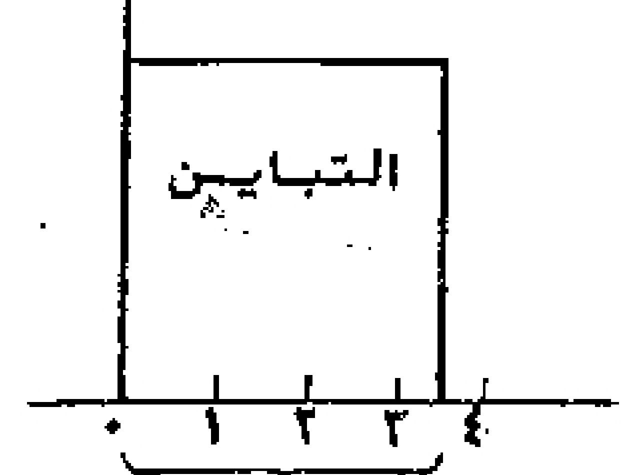
وعلى الرغم من أن التباين يسهل التعامل معه رياضيا الا أن جذره التربيعى (أى الانحراف المعيارى) له خصائص أكثر جاذبية . فالانحراف المعيارى يتم التعبير عنه بنفس الوحدات التى تستخدم فى المقياس نفسه . فاذا حصلنا على انحراف معيارى مقداره ٥ لاختبار مولف من ٤٠ مفردة فان ذلك يسمح بتفسير سهل لمقدار الاختلاف أو التشتت في مجموعة معينة من الدرجات (أى توزيع معين) . وأحيانا يصعب التفكير فى ضوء التباين . ففى المثال السابق نجد أن التباين ٢٥ يصعب تفسيره بالنسبة لدرجات الاختبار المشار اليه . ومع ذلك فان التباين يستخدم كثيرا فى الطرق الاحصائية المتعددة ، أما الانحراف المعيارى فيستخدم غالبا فى " خلع المعنى " على مقدار الاختلاف . وطالما أن أحدهما يقبل التحويل للآخر فان استخدام أحدهما فى سياق معين هو مسألة ملاءمة ومواءمة .

واذا كان التباين هو مربع الانحراف المعيارى ويمكن الحصول عليه مباشرة من المعادلة الأساسية لحساب الانحراف المعيارى قبل استخراج الجذر التربيعى ، فان هناك مفهوما احصائيا آخر له أهميته البالغة فى الطرق الاحصائية المتقدمة (وخاصة تحليل التباين) وهو مجموع المربعات Sum of Squares ، ويمكن الحصول عليه أيضا من المعادلة الأساسية لحساب الانحراف المعيارى . ويدل مفهوم مجموع المربعات على مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط (مج ح^{٢}). وفى هذا الصدد نشير أيضا الى أن مفهوم التباين يشار اليه أحيانا (وخاصة فى أسلوب تحليل التباين) باسم متوسط المربعات mean Squares لأنه ـ كما سبق أن أشرنا ـ عبارة عن متوسط مربعات الانحرافات (والانحراف المعيارى هو الجذر التربيعى لهذا المتوسط). ويوضح الشكل رقم (٢٠) العلاقة الهندسية بين الانحرافات عن المتوسط ومربعات هذه الانحرافات .

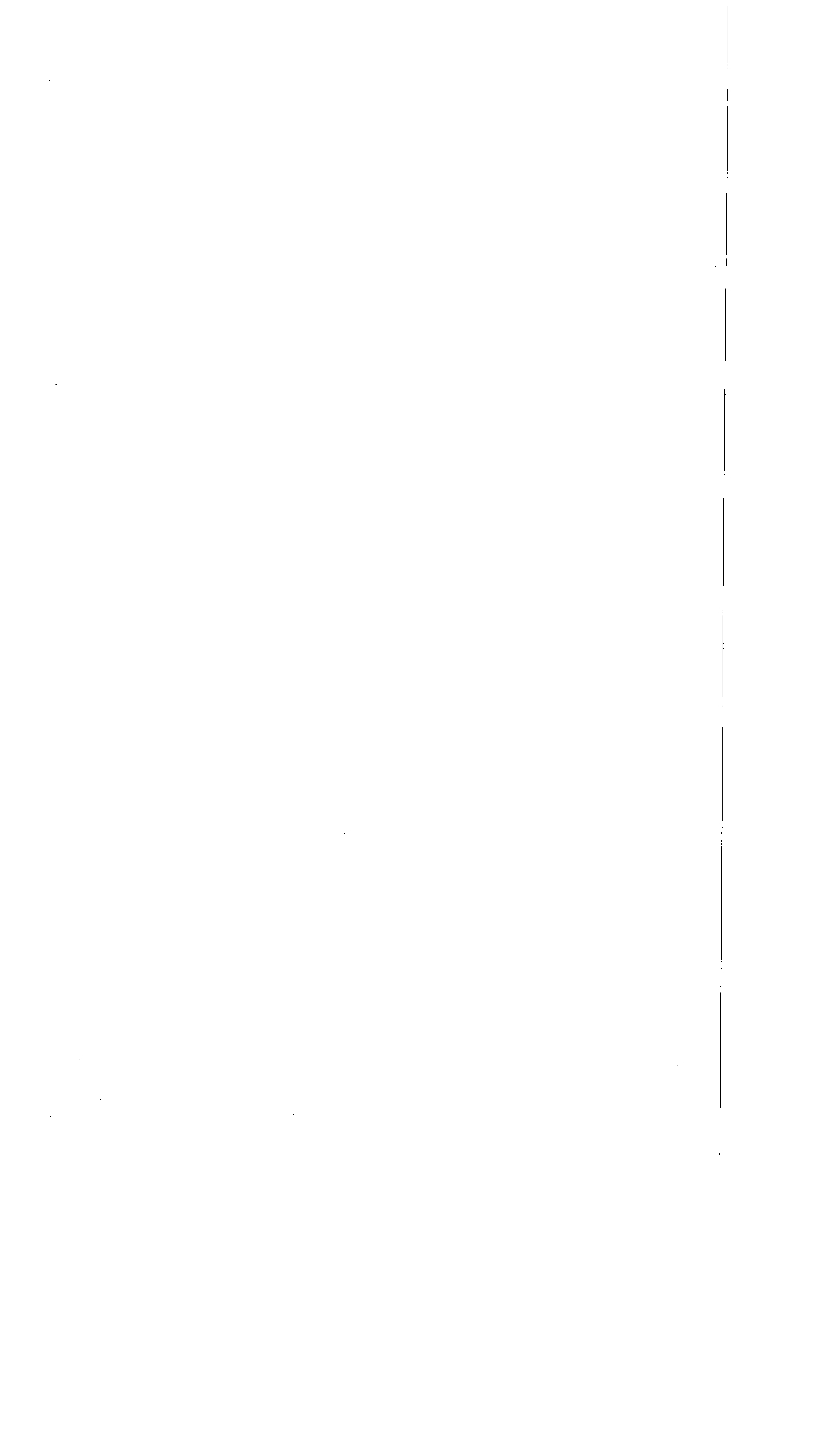


الشكل (٢٠) العلاقة الهندسية بين الانحرافات عن المتوسط ومربعاتها

وفى هذا الشكل تمثل الانحرافات فى صورة مسافات على خط مستقيم بعيدا أو قريبا ، زيادة أو نقصا، عن نقطة المتوسط المرجعية أو المعيارية (وهى هنا الصفر) . أما مربعات الانحرافات فتمثل بمساحات (ولعلك تذكر أن المربع كشكل هندسى هو مساحة) . وفى هذا السياق فان مجموع المربعات يمكن تمثيله هندسيا أيضا على أنه المساحة التى تساوى مربع المسافة الكلية الدالة على جميع هذه المساحات . وهذا السطح يتألف من ٨٨ وحدة (التى تساوى مجموع مربعات الانحرافات فى الشكل) ، وكل وحدة تساوى فى حجمها تلك التى تمتد من الشخصين أ ، و . وبقسمة هذه المسافة الكلية على عدد الأفراد (ن) نحصل على مساحة مقدارها ($ع^٢$) أى التباين كما هو موضح أيضا فى الشكل رقم (٢١) . وفى هذا الشكل فان خط الأساس يدل على الانحراف المعيارى .



الشكل (٢١) العلاقة الهندسية بين الانحراف المعياري والتباين



الفصل التاسع

معامل الارتباط التتابعى لبيرسون

اذا كانت بيانات النسبة والمسافة تحتاج فى وصف نزعتها المركزية الى المتوسط ، وفى وصف نزعة التشتت (أو الانتشار أو الاختلاف) فيها الى الانحراف المعيارى (ومربعه التباين) فقد تنشأ ظروف تحتاج أيضا الى وصف العلاقة بين بيانات متغيرين أو أكثر، ويستخدم فى هذه الحالة مفهوم احصائى هام هو معامل الارتباط Correlation Coefficient .

وقد أشرنا الى معنى معامل الارتباط فى الفصل الثالث من هذا الكتاب عند حديثنا عن المنهج الارتباطى باعتباره أحد أنواع المنهج شبه التجريبى . ويمكن للقارىء الرجوع الى هذا الفصل للحصول على المعنى الأساسى لهذا المفهوم . كما يمكن للقارىء الرجوع الى الفصل الخامس لتتبع تاريخ فكرة الارتباط ابتداء من فرنسيس جالتون وحتى كارل بيرسون . وسوف نركز فى هذا الفصل على الارتباط كمفهوم احصائى.

التغاير والارتباط :

اذا كان التباين – كما أشرنا فى الفصل السابق – هو متوسط مربعات الانحرافات عن متوسط متغير معين فان هناك مفهوما احصائيا لايقل أهمية عنه هو التغاير Covariance (والذى يسمى أحيانا التباين المتلازم) .

ويعرف التغاير ($ع_{١٢}$) بأنه متوسط حاصل ضرب مجموعتين متناظرتين من الانحرافات . وبهذا المعنى فانه يعبر عن مدى التلازم فى الاتفاق أو الاختلاف فى انحرافات المتغيرين .والتغاير بهذا المعنى هو جوهر معنى العلاقة بين المتغيرين ، والذى يقاس بمعامل الارتباط . ويمكن التعبير عن التغاير بالمعادلة الآتية :

$$ع_{س ص} = \frac{مج (ح_س \; ح_ص)}{ن}$$

حيث أن :

$ع_{س ص}$ = تغاير انحرافات المتغيرين ١ ، ٢

$ح_س$ = انحرافات درجات المتغير الأول عن متوسطها .

$ح_ص$ = انحرافات درجات المتغير الثانى عن متوسطها .

مج($ح_س ح_ص$)= مجموع حاصل ضرب الانحرافات المتناظرة .

ن = عدد الأزواج (حيث لكل فرد درجتان متناظرتان فى المتغيرين أو لكل فرد فى المتغير نظير له تماما فى المتغير الثانى) .

وهو بهذا المعنى هو متوسط حاصل ضرب الانحرافات المتناظرة فى المتغيرين *.

وسوف تتضح العلاقة الجوهرية بين التغاير والارتباط من فحص المعادلة الأساسية لمعامل الارتباط .

المعادلة الأساسية لحساب معامل الارتباط :

يتلخص الأساس الاحصائى لحساب معامل الارتباط فى تحديد درجة التغير فى أحد المقياسين مقترنا بالتغير فى المقياس الثانى . وبما أن الدرجات الأصلية فى صورتها الخام كما نحصل من المقاييس لاتصلح لهذه المقارنة لهذا لابد من تحديد وحدات متساوية لها . وأفضل طريقة لذلك هى تحويل هذه الدرجات الخام الى درجات معيارية حتى ترد القيم الى هذه الدرجات ذات الأساس المشترك والذى يتلخص فى أن متوسطها صفر وانحرافها المعيارى واحد صحيح ، فهى تجعل جميع المقاييس ذات نقطة بداية واحدة ، ولها وحدات قياس متساوية (وحدات انحراف معيارى).وبذلك تصبح المعادلة الأساسية بمعامل الارتباط (ر) هى :

* من هذه المعادلة يتضح أن التغاير يتشابه فى الشكل مع التباين، فاذا غيرنا الرمز(ص) فى بسط المعادلة ليصبح(س)فى الحالتين فاننا نحصل فى هذه الحالة على($ح_س^2$) ،وبالعكس اذا غيرنا الرمز(س)ليصبح (ص) فى الحالتين نحصل على ($ح_ص^2$).ومعنى ذلك أن التباين هو فى جوهره تغاير متغير واحد بينما التغاير هو تباين متلازم الحدوث فى متغيرين .

$$ر = \frac{مج \left(ذ_{س} \times ذ_{ص} \right)}{ن}$$

حيث يدل الرمز $ذ_{س}$ على الدرجة المعيارية فى المتغير الأول (س) ، $ذ_{ص}$ على الدرجة المعيارية فى المتغير الثانى (ص) .
ويدل ر على معامل الارتباط .

ويصبح معامل الارتباط فى جوهره هو متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة فى المتغيرين .

وتعتمد فكرة هذه المعادلة فى ذلك (عبدالمنعم الشافعى ١٩٤٥) على أنه فى حالة الارتباط الشديد بين المتغيرين (س ، ص) فان ذلك يعنى أنه لو تغيرت (س) وزادت زيادة كبيرة (أو نقصت نقصا شديدا) وانحرفت بذلك عن المتوسط الحسابى انحرافا كبيرا ، كان ذلك مصحوبا بتغير كبير أيضا فى (ص) وانحراف كبير عن متوسطها الحسابى كذلك . وينتج عن ذلك أن يكون حاصل ضرب هذه الانحرافين كبيرا (موجبا أو سالبا) .

وكذلك اذا تغيرت (س) بمقدار صغير فقط ، كان التغير فى (ص) صغيرا أيضا بحكم الارتباط الكبير بينهما ، وكان حاصل ضرب الانحرافين صغيرا ، ولكن هذا الحاصل الصغير يكون فقط فى الحالات التى تكون فيها قيم (س)، (ص) قريبة من المتوسطين ، وعلى العموم يكون متوسط حواصل ضرب الانحرافات كبيرا فى حالة الارتباط الكبير ، وبالطبع يمكن لهذا المتوسط أن يكون موجبا أو سالبا .

أما اذا كان الارتباط ضعيفا ، وكانت كل من (س) ، (ص) يتغير مستقلا عن الآخر فيمكن أن تكون (س) كبيرة جدا وانحرافها عن متوسطها كبيرا جدا ، دون أن يظهر تغير مماثل فى (ص) لضعف الصلة بينهما، ولذلك يكون حاصل ضرب انحرافى (س)، (ص) صغيرا ، ويكون متوسط

حواصل الضرب هذه صغيرا وقد يقترب من الصفر وفى هذه الحالة يعبر عن عدم وجود العلاقة .

وعلى ذلك يعد متوسط حاصل ضرب انحرافى (س)، (ص) عن متوسطيهما الحسابيين مقياسا للارتباط بينهما ، كما يحدث فى الفيزيقا حين تتحدد قوة الجاذبية بين جسمين بالتناسب بين حاصل ضرب كتلتيهما ، وبين قطبين مغناطيسيين بحاصل ضرب شدتيهما .

وقد صاغ هذا المعامل لأول مرة العالم الانجليزى كارل بيرسون وأسماه " معامل حاصل ضرب العزوم للارتباط " Product-moment Correlation Coefficient والذى يسميه المرحوم الأستاذ الدكتور فؤاد البهى السيد بمعامل الارتباط التتابعى لبيرسون ، وقد آثرنا استخدام هذه التسمية على غيرها فى هذا الكتاب .

معنى الارتباط :

يجب التنبه الى أن الارتباط بين متغيرين معناه أن التغير فى أحدهما يكون عادة مصحوبا بتغير فى الآخر ، وانه توجد علاقة معينة بين اتجاهى التغير فيهما ايجابا وسلبا .

كما يجب التنبه أيضا الى أن الارتباط بين ظاهرتين متغيرتين ليس دليلا على أن احداهما نتيجة للأخرى ، أو أن التغير فى واحدة تابع للتغير فى الأخرى ولاينشأ الا بسببه . بل هو يشير فقط الى احتمال وجود هذه العلاقة . لأن هذه العلاقة ماهى الا نوع خاص من أنواع العلاقات التى يدل الارتباط على وجودها . وهذه الأنواع المختلفة للعلاقات تتمثل فيما يأتى :

(١) حالة العلاقة السببية المباشرة أى أن يكون أحد المتغيرين نتيجة مباشرة للمتغير الآخر كالعلاقة بين نظام معين للتعزيز وكفاءة التعلم .

(٢) حالة العلاقة السببية غير المباشرة ، كأن يكون أحد المتغيرين سببا غير مباشر للثانى يؤثر فيه بواسطة متغير ثالث أو أكثر، كالعلاقة بين الطول والوزن فى بحوث النمو ، فهذه العلاقة تنشأ عن متغير ثالث هو العمر الزمنى أو الصحة الجسمية .

(٣) حالة أن يؤثر عامل واحد فى المتغيرين معا ، وفى ذلك يكون كل من المتغيرين المرتبطين نتيجة عامل آخر ثالث مشترك بينهما يؤثر فيهما فى وقت واحد فيكون التغيير فى أحدهما مصحوبا بالتغير فى الآخر . مثال ذلك الارتباط بين أسعار سلعتين تمتلكها طبقة معينة من السكان فان أسعارهما تكون مرهونة بالحالة الاقتصادية لهذه الطبقة . أو ارتباط أسعار السلعتين بأسعار النقل .

(٤) حالة أن تكون بعض العوامل مشتركة بين المتغيرين ومن ذلك مثلا لو اختبرنا عددا من التلاميذ فى مادتين مثل جغرافيا العالم الاسلامى وتاريخ العالم الاسلامى فاننا نجد الارتباط شديدا بين درجات هاتين المادتين والسبب فى ذلك أن الأداء فى الاختبارين يوجد فيه بعض العوامل المشتركة .

وهكذا فان الارتباط بين المتغيرين لايكفى وحده لتحديد طبيعة العلاقة بينهما ، ولابد لتحديدها من مزيد من التأمل النظرى والبحث التجريبى حول طبيعة هذه العلاقة وهى لاتخرج عن الأنواع الأربعة السابقة .

التعبير عن العلاقة بين المتغيرين بالرسم البيانى :

يمكن التعبير عن العلاقة بين المتغيرين باستخدام مايسمى شكل الانتشار Scattar Plot ، ويمكن الحصول عليه مباشرة من جدول المتغيرين لنفس المفحوصين كما هو الحال فى الجدول رقم (٢٦) الذى يمثل درجات ١٠ أطفال فى كل من الوزن والطول .

جدول (٢٦) درجات ١٠ أطفال في الوزن بالكيلو جرام والطول بالسنتيمتر

الأطفال	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي	التعبير عن المتغير بالرمز
الوزن (كجم)	٢	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٣	س
الطول (سم)	٤٠	٥٠	٥٥	٦٠	٦٥	٧٠	٧٥	٨٠	٩٠	٩٥	ص

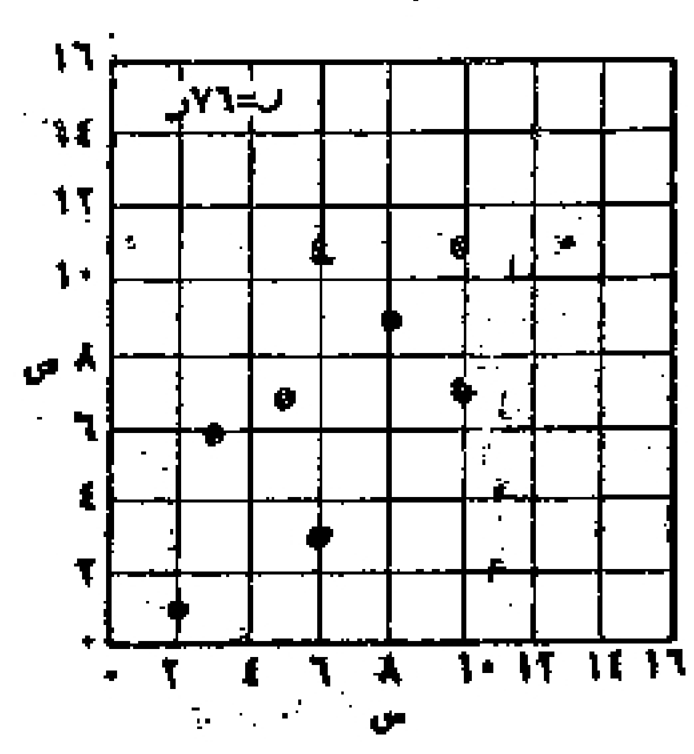
ويمكن تحويل هذا الجدول الى شكل انتشار كما هو الحال في الشكل رقم (٢١) .

الشكل رقم (٢١) علاقة موجبة كاملة بين متغيرين

ولعلك لاحظت من بيانات الجدول والرسم البياني السابقين أنه بالنسبة لكل من زوج من الدرجات حصل عليها كل طفل (في كل من الوزن والطول) يمكن القول أن كل درجة حصل عليها الطفل في المتغير (ص) أي الطول تزيد عن درجته في المتغير (س) أي الوزن بنسبة ثابتة . فاذا زادت درجة الطفل في الوزن بمقدار كيلو جرام واحد يناظر ذلك زيادة في الطول مقدارها ٥ سنتيمترات وكذلك النقص . ولهذا حصلنا على شكل خط مستقيم كامل . وهذا الخط يدل على علاقة موجبة كاملة تدل على أن الزيادة في المتغير (س) تناظرها زيادة بنفس النسبة في المتغير (ص)

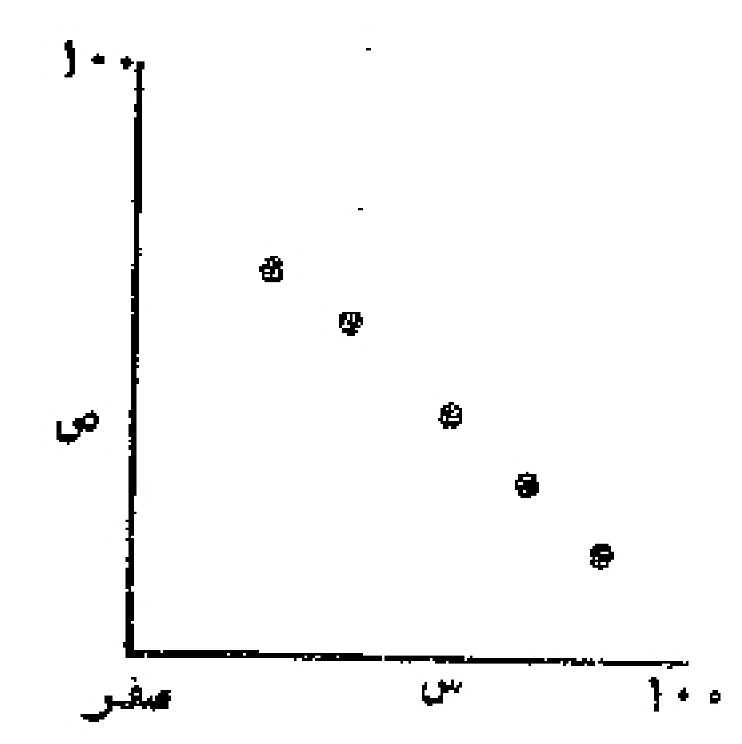
والنقص فى المتغير (س) يناظره نقص بنفس النسبة فى المتغير (ص)، وهذه العلاقة يعبر عنها بمعامل الارتباط (+١) وهو أقصى معامل يمكن الحصول عليه ، فلايمكن لمعامل الارتباط أن يتجاوز الواحد الصحيح سلبا أو ايجابا ، ويعبر عن علاقة حتمية ، أى أن المفحوص الذى يكون له وزن معين فان من المحتم أن يكون طوله محددا، وكذلك يمكن استنتاج الطول من الوزن . هل تستطيع أن تستنتج من الشكل وزن طفل طوله ٤٥ سم ، وطول طفل وزنه ١١ كيلو جراما ؟ وبالطبع فان المثال الذى أوردناه يستحيل حدوثه فى العلم ، وخاصة فى العلوم الانسانية والاجتماعية ، فمعاملات الارتباط دائما فيها أقل من الواحد الصحيح .

والآن تأمل الشكل رقم (٢٢) الذى يمثل شكل الانتشار لمتغيرين أحدهما درجات ١٠ تلاميذ فى اختبار فى فهم القراءة (س) والثانى درجات اختبار فى المحصول اللغوى (ص) . فماذا نستنتج من هذا الرسم أن الشكل بالطبع ليس خطا مستقيما كما هو الحال فى الشكل السابق . ومع ذلك نلاحظ بصفة عامة أن الشخص الذى يحصل على درجة عالية فى المتغير (س) أى فهم القراءة يحتمل أن يحصل على درجة عالية فى المتغير (ص) أى المحصول اللغوى ، كما أن الشخص الذى يحصل على درجة منخفضة فى (س) يحتمل أن يحصل على درجة منخفضة فى (ص) أيضا. وهذا النوع من العلاقات يسمى العلاقة الجزئية الموجبة ، وحين نحسب كمعامل ارتباط يكون مقدارها كسرا عشريا أعلى من الصفر وأقل من الواحد الصحيح وتكون اشارته الجبرية موجبة .



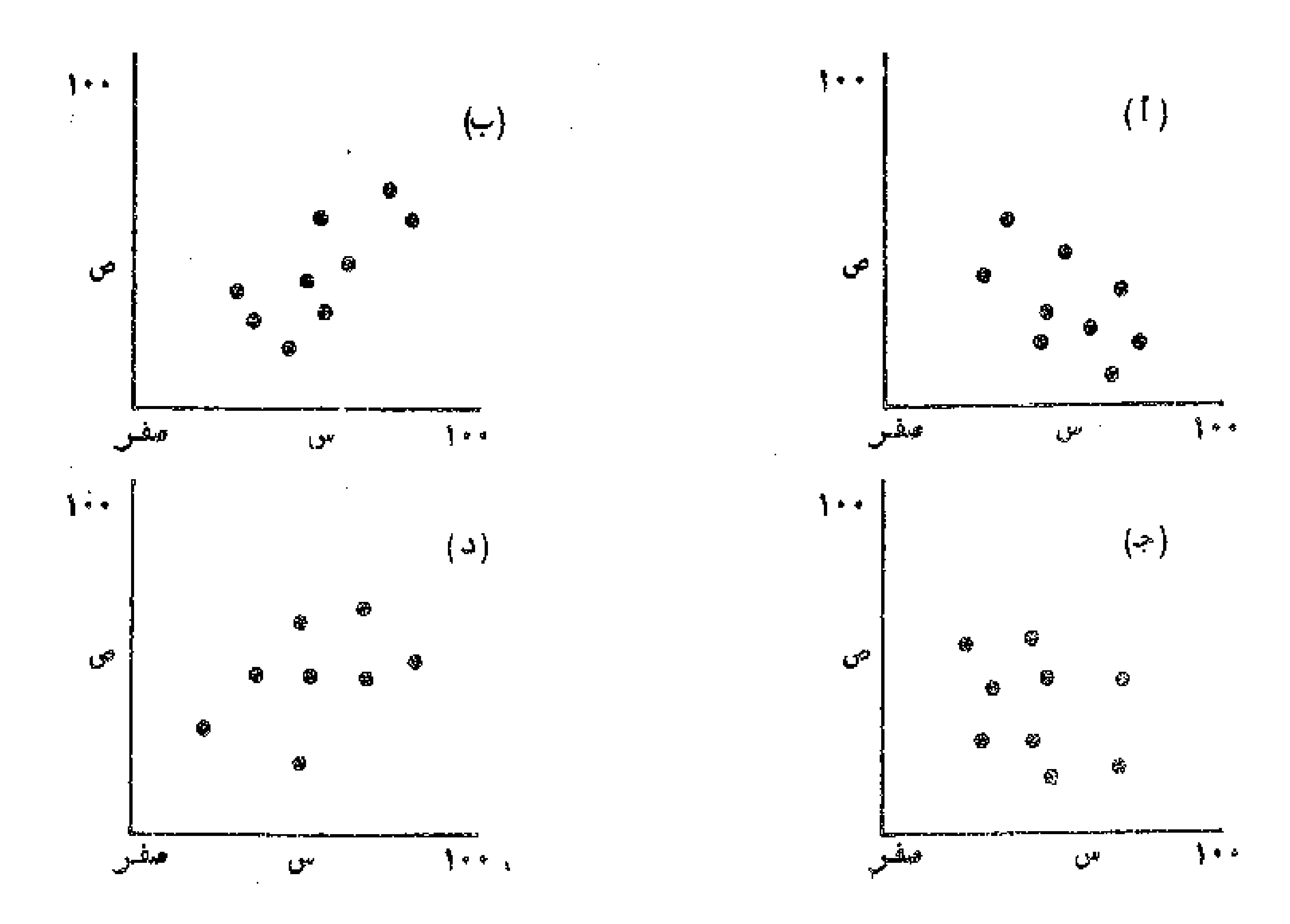
الشكل (٢٢) علاقة موجبة جزئية بين متغيرين

وبالطبع يمكن للعلاقات أن تكون سالبة ، فمعامل الارتباط السالب التام أو الكامل (-١) يعبر عن علاقة حتمية بين المتغيرين فى اتجاه عكس العلاقة الموجة التامة • وهو نادر الحدوث فى العلم عادة ، ان لم يكن مستحيلا فى العلوم الانسانية والاجتماعية • ولعل أقرب الأمثلة التى توضحه العلاقة بين حجم الغاز (س) وضغطه (ص) ، فمن المعروف أن الزيادة فى حجم الغاز (س) تؤدى الى قلة الضغط (ص) ، والنقص فى الحجم يؤدى الى زيادة الضغط • ويمكن التعبير عن هذه العلاقة بالشكل رقم (٢٣) •



الشكل (٢٣) علاقة سالبة كاملة

أما العلاقات الجزئية فقد تكون موجبة - كما أشرنا - أو سالبة ، وقد تكون كبيرة أو صغيرة ، ويتحدد اتجاه العلاقة بالاشارة الجبرية لمعامل الارتباط عند حسابه ، أما حجم العلاقة فيتحدد فى ضوء مقدار الكسر العشرى المحسوب ، وبالطبع فانه كلما ابتعدت العلاقة عن الصفر واقتربت من الواحد الصحيح تكون أكبر • ويوضح الشكل (٢٤) علاقات جزئية موجبة وسالبة ، كبيرة وصغيرة •

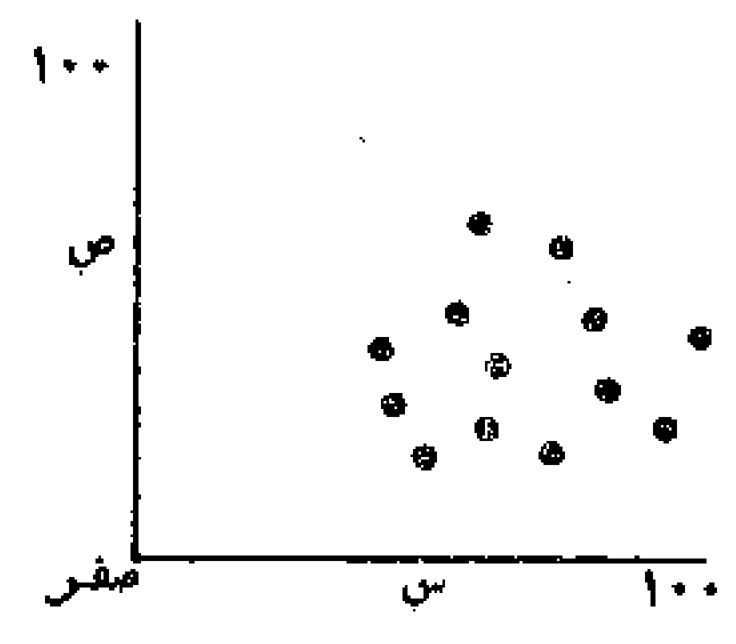


الشكل (٢٤) علاقات جزئية مختلفة (أ) علاقة جزئية موجبة كبيرة (ر=+٧ر)، (ب) علاقة سالبة كبيرة (ر = – ٧ر) ؛ (جـ) علاقة جزئية موجبة صغيرة (ر = + ٢ر)، (د) علاقة جزئية سالبة صغيرة (ر= – ٢ر)

وهذه العلاقات الجزئية هى الأكثر شيوعا فى البحوث العلمية عامة، والبحوث النفسية والتربوية والاجتماعية خاصة .

وقد تكون العلاقة بين المتغيرين صفرية ، وحينئذ تعبر عن عدم وجود علاقة بين المتغيرين ومن أمثلة ذلك العلاقة بين طول القامة والذكاء . والصفر هنا لايقصد بها الصفر بمعناه الرياضى المعتاد ، وانما يدل على أن معامل الارتباط ليست له دلالة احصائية مهما كان مقداره . وسوف نتناول مفهوم الدلالة الاحصائية للاحصاءات المختلفة

(ومنها معامل الارتباط) فى الفصل التالى • وحسبنا أن ننبه هنا الى خطأ فادح شائع فى كثير من البحوث الحديثة حين يفسر بعض الباحثين معامل الارتباط بأنه موجب أو سالب بينما هو غير دال احصائيا • ان معامل الارتباط فى هذه الحالة ليس الا صفرا •، ولايحمل معنى العلاقة الموجبة أو السالبة بحال • ويوضح الشكل رقم (٢٥) علاقة صفرية •



الشكل (٢٥) علاقة صفرية (ر = ٠٩ر)

<u>خلاصة لأنواع العلاقات :</u>

فى ضوء ماسبق يمكن تصنيف العلاقات فى ضوء الشكل الآتى :

+ ١ علاقة موجبة كاملة (محيط الدائرة وقطرها)
٩ر ، ٨ر ، ٧ر } العلاقة بين الذكاء والتحصيل
٦ر
٥ر
٤ر
٣ر
٢ر
١ر
صفر لاعلاقة (طول الجسم والذكاء)
-١ر
-٢ر
-٣ر
-٤ر
-٥ر
-٦
-٧ر ، -٨ر ، -٩ر } العلاقة بين القلق والتحصيل
-١ علاقة سالبة كاملة (حجم الغاز وضغطه)

الشكل (٢٦) أنواع العلاقات المختلفة بين المتغيرات

ونعرض فيما يلى للطرق المختلفة لحساب معامل الارتباط ، وهى جميعا مشتقة من المعادلة الأساسية .

أولا : حساب معامل الارتباط باستخدام المعادلة الأساسية*:

المعادلة الأساسية لمعامل الارتباط تعتمد ـ كما أشرنا ـ على متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة ، وتصاغ مرة أخرى على النحو الآتى :

ر = (مج ذ س ذ ص) / ن

ويوضح المثال الموضح فى الجدول رقم (٢٧) هذه الطريقة ، وفيه درجات ١٠ تلاميذ فى اختبارين أحدهما يقيس فهم القراءة (س) والثانى يقيس الذكاء اللغوى (ص) وفيه تم تحويل الدرجات الخام فى الاختبارين الى درجات معيارية حيث أن م س = ٧ر٥ ، ع س = ٣ر٥٢٨ ، م ص = ٨ ، ع ص = ٣ر٧٩٥ .

جدول (٢٧) حساب معامل الارتباط بالمعادلة الأساسية
(متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة)

الأفراد	س	ص	ذ س	ذ ص	ذ س × ذ ص
أ	٢	١	− ١ر٥٦	− ١ر٨٤	+ ٢ر٨٧
ب	٣	٦	− ١ر٢٧	− ر٥٢	+ ر٦٦
جـ	٥	٧	− ر٧١	− ر٢٦	+ ر١٨
د	٦	٣	− ر٤٢	− ١ر٣٢	+ ر٥٥
هـ	٦	١١	− ر٤٢	+ ر٧٩	− ر٣٣
و	٨	٩	+ ر١٤	+ ر٢٦	+ ر٠٤
ز	١٠	٧	+ ر٧١	− ر٢٦	− ر١٨
ح	١٠	١١	+ ر٧١	+ ر٧٩	+ ر٥٦
ط	١٢	١٤	+ ١ر٢٧	+ ١ر٥٨	+ ٢ر٠٠
ى	١٣	١١	+ ١ر٥٦	+ ر٧٩	+ ١ر٢٣
ن = ١٠	مج س = ٧٥ م س = ٧ر٥ ع س = ٣ر٥٢٨	مج ص = ٨٠ م ص = ٨ ع ص = ٣ر٧٩٥			+ ٨ر٠٩ − ٥١ مج ذ س ذ ص = + ٧ر٥٨

* القيم العددية للمتغيرين (س) ، (ص) المستخدمة فى حساب معامل الارتباط بالطرق الأربع الأولى عن (Guilford P. Frucher, 1978).

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح معامل الارتبــــاط

$$ر = \frac{٧ر٥٨}{١٠} = ر٧٥٨ = + ر٧٦ \text{ تقريبــــا}$$

ثانيا : حساب معامل الارتباط باستخدام الانحرافات المعيارية للمتغيرين :

يمكن تبسيط خطوات حساب معامل الارتباط بالاعتماد مباشرة علـــى الانحرافات المعيارية للمتغيرين بدلا من حساب الدرجات المعياريـــة التى تتطلب كثيرا من الجهد . ومعادلة حساب الارتباط باستخدام هـذه الطريقة هــــى :

$$ر = \frac{مج\ (ح_{س} \times ح_{ص})}{ن \times ع_{س} \times ع_{ص}}$$

وهى فى جوهرها معادلة حساب الارتباط باستخدام الدرجات المعياريـــة وخاصة اذا علمت أن $ذ = \frac{س - م}{ع}$ أو $ذ = \frac{ح}{ع}$

ويوضح الجدول رقم (٢٨) حساب معامل الارتباط لبيانات الجـدول السابق بهذه الطريقـــة .

جدول (٢٨) حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات المعيارية

الأفراد	س	ص	$ح_{س}$	$ح_{ص}$	$ح_{س} \times ح_{ص}$
أ	٢	١	− ٥ر٥	− ٧	+ ٣٨ر٥
ب	٣	٦	− ٤ر٥	− ٢	+ ٩ر٠
جـ	٥	٧	− ٢ر٥	− ١	+ ٢ر٥
د	٦	٣	− ١ر٥	− ٥	+ ٧ر٥
هـ	٦	١١	− ١ر٥	+ ٣	− ٤ر٥
و	٨	٩	+ ر٥	+ ١	+ ر٥
ز	١٠	٧	+ ٢ر٥	− ١	− ٢ر٥
ح	١٠	١١	+ ٢ر٥	+ ٣	+ ٧ر٥
ط	١٢	١٤	+ ٤ر٥	+ ٦	+ ٢٧ر٠
ى	١٣	١١	+ ٥ر٥	+ ٣	+ ١٦ر٥
					$مج\ ح_{س} ح_{ص}$ = ١٠٢ر٠

وإذا علمنا أن $ع_{س}$ = ٣ر٥٢٨ ، $ع_{ص}$ = ٣ر٧٩٥ فيمكننا تطبيق المعادلة السابقة وحساب معامل الارتباط على النحو الآتي :

$$ر = \frac{١٠٢}{١٠ \times ٣ر٥٢٨ \times ٣ر٧٩٣} = \frac{١٠٢}{١٣٣ر٨٢} = ٧٦ر$$

ثالثا : حساب معامل الارتباط باستخدام انحرافات المتغيرين عن متوسطيهما :

يمكن الوصول الى مزيد من التبسيط فى اجراءات حساب الارتباط وذلك بالتخلص نهائيا من استخدام الانحراف المعيارى فى المعادلة والاعتماد كلية على الانحرافات عن المتوسط ومربعات هذه الانحرافات وفيما يلى المعادلة :

$$ر = \frac{مج\,(ح_{س} \times ح_{ص})}{\sqrt{مج\,ح_{س}^{٢} \times مج\,ح_{ص}^{٢}}}$$

ويمكن حساب معامل الارتباط لبيانات الجدول السابق بهذه الطريقة على النحو الموضح فى الجدول رقم (٢٩) .

جدول (٢٩) حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات عن المتوسط

الأفراد	س	ص	$ح_{س}$	$ح_{ص}$	$ح_{س}^{٢}$	$ح_{ص}^{٢}$	$ح_{س}\ ح_{ص}$
أ	٢	١	— ٥ر٥	— ٧	٣٠ر٢٥	٤٩	+ ٢٨ر٥
ب	٣	٦	— ٤ر٥	— ٢	٢٠ر٢٥	٤	+ ٩ر٠
جـ	٥	٧	— ٢ر٥	— ١	٦ر٢٥	١	+ ٢ر٥
د	٦	٣	— ١ر٥	— ٥	٢ر٢٥	٢٥	+ ٧ر٥
هـ	٦	١١	— ١ر٥	+ ٣	٢ر٢٥	٩	— ٤ر٥
و	٨	٩	+ ٥ر	+ ١	٢٥ر	١	+ ٥ر
ز	١٠	٧	+ ٢ر٥	— ١	٦ر٢٥	١	— ٢ر٥
ح	١٠	١١	+ ٢ر٥	+ ٢	٦ر٢٥	٩	+ ٧ر٥
ط	١٢	١٤	+ ٤ر٥	+ ٦	٢٠ر٢٥	٣٦	+ ٢٧ر٠
ى	١٣	١١	+ ٥ر٥	+ ٣	٢٠ر٢٥	٩	+ ١٦ر٥
					$مج\ ح_{س}^{٢}$ = ١٢٤ر٥٠	$مج\ ح_{ص}^{٢}$ = ١٤٤	$مج\ ح_{س}ح_{ص}$ = ١٠٢

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط الآتى :

$$ر = \frac{١٠٢}{\sqrt{١٢٤ر٥٠ \times ١٤٤}} = \frac{١٠٢}{١٣٣ر٨٩٥} = ٧٦ر$$

رابعاً : حساب معامل الارتباط بالطريقة العامة (أى باستخدام الدرجات الخام مباشرة) :

تعتمد الطريقة العامة فى حساب الارتباط على الدرجات الخام مباشرة ومربعات هذه الدرجات دون حاجة الى حساب الانحرافات أو الانحرافات المعيارية أو الدرجات المعيارية ٠ والمعادلة فى هذه الحالة هى :

$$ر = \frac{(ن\ مج\ س \times ص) - (مج\ س \times مج\ ص)}{\sqrt{\left[ن\ مج\ س^{٢} - (مج\ س)^{٢}\right] \times \left[ن\ مج\ ص^{٢} - (مج\ ص)^{٢}\right]}}$$

ويمكن تحويل أى معالة من المعادلات السابقة الى المعادلة الحالية اذا علمنا أن معادلة حساب الانحراف المعيارى من الدرجات الخام هى كما سبق بينا كما يلى :

$$ع_{س} = \sqrt{\frac{\text{مج س}^{2}}{ن} - \left(\frac{\text{مج س}}{ن}\right)^{2}}$$

ويمكن تحويلها الى الصيغة الآتية :

$$ع_{س} = \frac{1}{ن}\sqrt{ن \ \text{مج س}^{2} - (\text{مج س})^{2}}$$

ومثلها لحساب $ع_{ص}$.

ويمكن حساب معامل الارتباط لبيانات الجداول السابقة بهذه الطريقة كما هو مبين فى الجدول رقم (٣٠) .

جدول (٢٠) حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات الخام مباشرة

الأفراد	س	ص	$س^{2}$	$ص^{2}$	س × ص
أ	٢	١	٤	١	٢
ب	٢	٦	٩	٣٦	١٨
جـ	٥	٧	٢٥	٤٩	٣٥
د	٦	٣	٣٦	٩	١٨
هـ	٦	١١	٣٦	١٢١	٦٦
و	٨	٩	٦٤	٨١	٧٢
ز	١٠	٧	١٠٠	٤٩	٧٠
ح	١٠	١١	١٠٠	١٢١	١١٠
ط	١٢	١٤	١٤٤	١٩٦	١٦٨
ى	١٣	١١	١٦٩	١٢١	١٤٣
ن = ١٠	مج س = ٧٥	مج ص = ٨٠	مج س^{2} = ٦٨٧	مج ص^{2} = ٧٨٤	مج س ص = ٧٠٢

وبتطبيق المعادلة السابقة على بيانات الجدول يمكن الحصول على معامل الارتباط على النحو الآتى :

$$ر = \frac{(10 \times 702) - (75 \times 80)}{\sqrt{[10 \times 784 - (80)^2] \times [10 \times 687 - (75)^2]}}$$

$$= \frac{7020 - 6000}{\sqrt{1245 \times 1440}}$$

$$= \frac{1020}{1228.955} = 0.76$$

خامسا : <u>حساب معامل الارتباط من فئات الدرجات باستخدام جدول الانتشار :</u>

لحساب معامل الارتباط من فئات الدرجات لابد من اعداد جدول تكرار مزدوج ، وفيه تدل الأعمدة الرأسية على فئات المتغير الأول (س) والأسطر الأفقية على فئات المتغير الثانى (ص) ، ومن تفاعل فئات المتغيرين نحصل على جدول يشبه المصفوفة يسمى جدول الانتشار Scattar Diagram حيث تدل كل خانة فيه على تكرار الحالات التى حصلت على درجات معينة فى كل من فئتى المتغيرين ، ويوضح الجدول رقم (٣٢) مثالا على جدول انتشار يلخص التوزيع التكرارى المزدوج لدرجات عينة من ١٠٠ تلميذ فى اختبارين تحصيليين أحدهما يقيس التحصيل فى الرياضيات (س) والآخر يقيس التحصيل فى الفيزياء (ص) كما عرضناها فى الجدول رقم (٣١)

جدول (٢١) درجات ١٠٠ تلميذا فى اختبارين أحدهما للرياضيات (س) والآخر للفيزياء (ص)

رقم التلميذ	س	ص	رقم التلميذ	س	ص	رقم التلميذ	س	ص	رقم التلميذ	س	ص	رقم التلميذ	س	ص
١	١٤	١٦	٢١	١٥	٢٤	٤١	١٣	١٨	٦١	١٠	٢١	٨١	١٢	١٢
٢	٢١	٢٦	٢٢	٢٨	٤١	٤٢	١٦	٣٠	٦٢	١٩	٣٩	٨٢	١١	٢٢
٣	٢٨	٢٨	٢٣	٣٢	٢٩	٤٣	٢٨	٢١	٦٣	٢٣	٤٨	٨٣	٢٦	٣١
٤	٢٥	٣٠	٢٤	٤٣	٣١	٤٤	٢٣	٢٨	٦٤	٢٣	٢٣	٨٤	٢١	٢٣
٥	٢٣	١٦	٢٥	٦	٢٤	٤٥	٢١	٢١	٦٥	٢٩	٢٠	٨٥	٢٢	٣٧
٦	٢٩	٣٠	٢٦	٢٧	٢٦	٤٦	٢٨	١٦	٦٦	٢٦	٤٣	٨٦	١٣	٢٣
٧	٣٢	٢٦	٢٧	٣٤	٣٤	٤٧	٣٤	٣٥	٦٧	٣٠	٣٣	٨٧	١٩	٢٩
٨	٦	١١	٢٨	٣٠	٣٤	٤٨	٢٤	٢٩	٦٨	٦	٢٧	٨٨	١٨	٣١
٩	١٦	١٦	٢٩	٣٣	٤٤	٤٩	٢١	٢٦	٦٩	١٧	٢٣	٨٩	٣١	٣٥
١٠	١٩	٣٤	٣٠	٢١	٣٤	٥٠	٣١	٢٨	٧٠	٢١	٣٢	٩٠	١٣	١٢
١١	٢٣	٢٩	٣١	٣٨	٢٦	٥١	٢٤	٣٤	٧١	٢٠	٣٠	٩١	١٦	٣٦
١٢	٢١	٣٥	٣٢	٢٦	٣٤	٥٢	٣٣	٤١	٧٢	٢٢	٣١	٩٢	١٨	٤٢
١٣	٢٤	٣٦	٣٣	٣٧	٣٦	٥٣	٢٢	٣٦	٧٣	٢٠	٣٥	٩٣	٣٤	٣١
١٤	٢٦	٢٨	٣٤	٣٣	٤١	٥٤	٣٥	٢٥	٧٤	٢٧	٢١	٩٤	٢٤	٢٦
١٥	٣٤	٢٧	٣٥	٢٥	٢٥	٥٥	٣٦	٣٦	٧٥	٢٨	٣٢	٩٥	٢٨	١٣
١٦	٣١	٣١	٣٦	٤٢	٣٦	٥٦	٢٩	١٨	٧٦	٣٥	٢٥	٩٦	٢٧	٣٢
١٧	٣٢	٣١	٣٧	٤٤	٤٥	٥٧	٣٧	٣٨	٧٧	٣٦	٣٠	٩٧	٣١	٢١
١٨	٣١	٢٥	٣٨	٤٨	٤٣	٥٨	٣٦	٤٨	٧٨	٣٨	٤٣	٩٨	٣٢	٣٩
١٩	٣٠	٤٠	٣٩	٤٥	٤٥	٥٩	٤٤	٣٩	٧٩	٤١	٤١	٩٩	٣٨	٣١
٢٠	٢٨	٣١	٤٠	٢٢	٤٨	٦٠	٣٧	٢٣	٨٠	١٨	٣٢	١٠٠	١٨	٣٦

ولحساب معامل الارتباط من بيانات هذا الجدول (٣٢) يمكن استخدام المعادلة السابقة الخاصة بحساب هذا المعامل من الدرجات الخام مباشرة . وبالتعويض عن رموز هذه المعادلة باستخدام القيم العددية الواردة فى هذا الجدول نحصل على :

$$\text{ن} = ١٠٠$$
$$\text{مجـ س} = ٤٨٩$$
$$\text{مجـ ص} = ٤٧٧$$
$$\text{مجـ س}^{٢} = ٢٧١١$$
$$\text{مجـ ص}^{٢} = ٢٤٦٥$$
$$\text{مجـ س ص} = ٢٥٠٥$$

وهكذا يمكن حساب معامل الارتباط على النحو الآتى :

$$\text{ر} = \frac{(١٠٠ \times ١٥٠٥) - (٤٨٩ \times ٤٧٧)}{\sqrt{[(١٠٠ \times ٢٧١١) - (٤٨٩)^{٢}] \times [(١٠٠ \times ٢٤٦٥) - (٤٧٧)^{٢}]}}$$

$$= \frac{١٧٢٤٧}{\sqrt{٣١٩٧٩ \times ١٨٩٧١}}$$

$$= \frac{١٧٢٤٧}{\sqrt{١٧٨\text{ر}٨٣ \times ١٣٧\text{ر}٧٤}}$$

$$= \frac{١٧٢٤٧}{\sqrt{٢٤٦٣٢\text{ر}٠٤}} = \text{ر}٧٠$$

جدول (٣٢) انتشار درجات ٥٠ تلميذا في اختبار للرياضيات (س) وآخر للفيزياء (ص)

فئات س / فئات ص	٥ – ٩	١٠–١٤	١٥–١٩	٢٠–٢٤	٢٥–٢٩	٣٠–٣٤	٣٥–٣٩	٤٠–٤٤	٤٥–٤٩	ك	ص	ص ك	ص^{٢}ك	مج س	مج س ص
١٠ – ١٤	١	٢			١					٤	١	٤	٤	١٠	١٠
١٥ – ١٩		٢	١	١	٢					٦	٢	١٢	٢٤	٢١	٤٢
٢٠ – ٢٤	١	٣	٢	٤	٣	١				١٤	٣	٤٢	١٢٦	٥٠	١٥٠
٢٥ – ٢٩	١		٢	٥	٤	٣	١			١٦	٤	٦٤	٢٥٦	٧٢	٢٨٨
٣٠ – ٣٤			٤	٤	٧	٦	٣	١		٢٥	٥	١٢٥	٥٢٥	١٢٨	٦٤٠
٣٥ – ٣٩			٢	٤		٧	٥	٢		٢٠	٦	١٢٠	٧٢٠	١١٥	٦٩٠
٤٠ – ٤٤			١	١	٢	٣	١	١	١	١٠	٧	٧٠	٤٩٠	٥٩	٤١٣
٤٥ – ٤٩				١		١	١	١	١	٥	٨	٤٠	٣٢٠	٣٤	٢٧٢
ك	٣	٧	١٢	٢٠	١٩	٢١	١١	٥	٢	١٠٠		٤٧٧	٢٤٦٥	٤٨٩	٢٥٠٠
س	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩						
س ك	٣	١٤	٣٦	٨٠	٩٥	١٢٦	٧٧	٤٠	١٨	٤٨٩					
س^{٢}ك	٣	٢٨	١٠٨	٣٢٠	٤٧٥	٧٥٦	٥٣٩	٣٢٠	١٦٢	٢٧١١					
مج ص	٨	١٥	٥٥	٩٣	٧٩	١١٦	٦٤	٣٢	١٥	٤٧٧					
مج ص س	٨	٣٠	١٦٥	٣٧٢	٣٩٥	٦٩٦	٤٤٨	٢٥٦	١٣٥	٢٥٠٠					

العلاقة بين الارتباط والتغاير :

أشرنا فى مطلع الفصل الى أن التغاير يعبر عن التباين المتلازم فى الحدوث بين متغيرين ، وهو بهذا المعنى يعبر بشكل أو آخر عن العلاقة بين هذين المتغيرين ، الا أنه لاتتوفر فيه كما يقول (Nunally, 1976) الخصائص المثالية التى تتحقق فى معامل الارتباط • ومن ذلك مثلا أن التغاير لايتقيد بحدود قصوى لايتعداها كما هو الحال فى معامل الارتباط الذى يمتد بين (+ ١ ، − ١) ولايتجاوز هذين الحدين • أضف الى ذلك أنه مالم تتوافر للباحث معلومات أكثر عن الانحرافات المعيارية للمتغيرات فان التغاير لايمكن تفسيره على نحو مباشر • ومع ذلك فان أهمية التغاير تتمثل فى أنه ساهم فى تطوير بعض الطرق الاحصائية الهامة التى ترتبط بالتحليل الارتباطى، والتى تسمى تحليل التغاير •

ويمكن اكتشاف العلاقة بين الارتباط والتغاير بسهولة اذا قسمنا على (ن) كلا من البسط والمقام فى معادلة حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات المعيارية التى شرحناها آنفا على النحو الآتى :

$$ر_{س ص} = \frac{\frac{مج\,(ح_س\,ح_ص)}{ن}}{\frac{ن\,ع_س\,ع_ص}{ن}}$$

ان هذه المعادلة حينئذ يمكن اختصارها لتصبح على النحو الآتى :

$$ر_{س ص} = \frac{ع_{س ص}}{ع_س \times ع_ص}$$

وهكذا يصبح معامل الارتباط بين المتغيرين (س ، ص) عبـــارة تغاير المتغيرين مقسوما على حاصل ضرب الانحرافين المعياريين لهما . وهذه الصيغة " التغايرية " لمعامل الارتباط يمكن اعتبارها نقطـــة بداية مفيدة لفهم الصور الأكثر تعقيدا من التحليل الارتباطى. فالتحليـــل العاملى ـ مثلا ـ وهو أحد صور التحليل الارتباطى ، يعتمد علـــى هذه الصيغة الأخيرة لمعادلة معامل الارتباط وفيه تحل " مجموعتيـــن من المتغيرات " ـ يرمز لهما بالرمزين س ،ص ـ محل المتغيرات الفردية . كما أن هناك معنى احصائى هام آخر يمكن استنباطه من اعادة تنظيـــم حدود المعادلة السابقة لتصبح على النحو الآتـــى :

$$ع_{س ص} = ر_{س ص} \times ع_{س} \times ع_{ص}$$

وهى الفكرة الأساسية التى تقوم عليها معادلات الخطأ المعيـــارى للفرق بين متوسطين .

المعنى الأساسى للارتبـــاط :

تشير كلمة " الارتباط " المتضمنة فى المعامل الاحصائى المحسوب للتعبير عن العلاقة بين متغيرين كثيرا من سوء الفهم . ولعل أكثـــر هذه المصادر شيوعا التعبير بهذا المفهوم عن العلاقة السببية .وبهذا المعنى فان الاختلاف فى المتغير (س) يكون مسئولا عن الاختلاف فـــى المتغير (ص) ، وبالطبع فان ذلك يجب أن ينعكس على نحو أو آخر فى صورة وجود درجة ما من الترابط Association بين (س) و (ص) وخاصـــة بعد التحكم فى المتغيرات الدخيلة وضبطها . الا أن عكـــس هـــذه العبارة غير صحيح ، أى لايمكن أن نستنتج من محض الترابط وجـــود العلاقة السببية . ومع ذلك فان المتغيرين س ، ص لو تلازما فى التغيـــر فان ذلك يعد شرطا ضروريا ، ولكنه ليس كافيا لاستنباط العلاقـــة السببية بين متغيرين . والحصول على معامل ارتباط بين متغيريـــن ليس دليلا على السببية بالضرورة . فتناول السببية يجب أن يعتمـــد على أسس من فلسفة العلم تتجاوز كثيرا محض وجـــود ترابـــط بين متغيرين .

ويوجد فى تراث العلم أمثلة كثيرة من معاملات الارتباط التى لايمكن أن نستنتج منها العلاقة السببية . تأمل المثال الآتـى :

أجرى أحد الباحثين دراسة على عينة من أطفال الحلقة الأولى من التعليم الأساس (المرحلة الابتدائية) تمتد أعمارهم من ٦-١٢ سنة ، وحسب العلاقة بين وزن الجسم والذكاء (وهو المثال الذى قد يشار اليه على أنه من الأمثلة النموذجية على العلاقة الصفرية) فانه قد يجد فى هذه الحالة معامل الارتباط موجب ومرتفع بين هذين المتغيرين . فكيف نفسر هذه العلاقة ؟ هل يتضمن أن وزن الجسم يؤثر فى الذكاء ؟ أو أن الذكاء يؤثر فى وزن الجسم ؟ بالطبع ان مثل هذه الاستنتاجات تبدو غير معقولة بل سخيفة فى ضوء أى تأمل عميق لطبيعة هذين المتغيرين . فاذا لم يكن الأمر كذلك فماذا يكون ؟

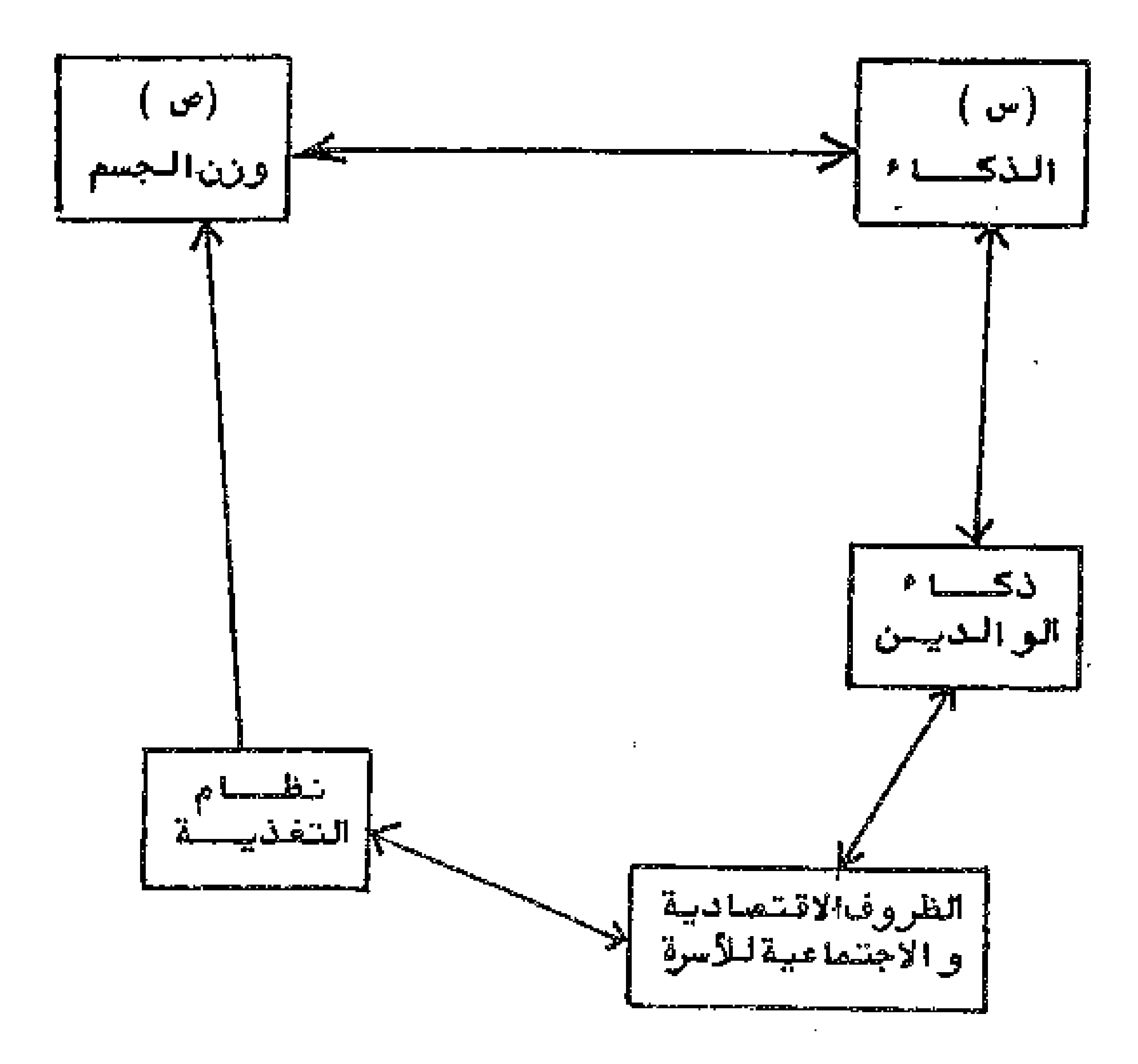
ان المعنى الأساس للارتباط (سواء أُستنبطت منه السببية أو لم تُستنبط) أنه يدل على الاقتران بين المتغيرين . فاذا أردنا أن نبحث عما وراء هذا الاقتران ، فقد يقودنا هذا البحث الى إدراك مباشر للعلاقة السببية بينهما ، الا أن مايحدث فى معظم الأحوال أن يتوجه تفكيرنا وجهات أخرى متنوعة . ففى المثال السابق يجد الباحث أن مدى العمر المستخدم فى دراسته يتضمن حدوث عمليات نمائية خلال الفترة من ٦-١٢ سنة للأطفال ، وأن هذه العمليات تتوازى فى الحدوث لكل من النشاط العقلى (الذكاء) وبناء الجسم (الوزن) ، وأن الاختلاف فى مظاهر النمو لدى الأطفال هو السبب الجوهرى فى احداث هذه العلاقة والحصول على معامل الارتباط الموجب المرتفع فى هذه الحالة . ولهذا اذا لجأ الباحث الى أحد الأسلوبين الآتيين فان معامل الارتباط بين الذكاء ووزن الجسم قد يقترب كثيرا من الصفر (حيث يصبح المعامل غير دال احصائيا كما سنبين فى الفصل التالى) .

(أ) حساب معامل الارتباط بين الذكاء وطول القامة فى كل مجموعة

عمرية على حدة أى عن طريق تثبيت أو ضبط الاختلافات النمائية الناجمة عن اختلاف العمر فى كل مجموعة . عندئذ تصبح معاملات الارتباط الناجمة منخفضة جدا وقد تقترب من الصفر .

(٢) استبعاد أثر العمر (كمتغير) من معامل الارتباط الأعلى المحسوب للعينة الكلية التى تمتد أعمارها كما بينا بين ٦-١٢ سنة . ويتم هذا الاستبعاد باستخدام طريقة احصائية خاصة تسمى معامل الارتباط الجزئى (سنتناولها فيما بعد) . وفى هذه الحالة سوف يلاحظ الباحث أن معامل الارتباط ينخفض انخفاضا شديدا قد يقترب به من الصفر أيضا .

ولكن لنفرض مع ذلك أننا قمنا بتثبيت أثر متغير العمر أو عزله ومع ذلك فاننا نحصل على معامل ارتباط منخفض وموجب ولكنه دال احصائيا (أى أعلى من الصفر) بين وزن الجسم والذكاء . فكيف نفسر ذلك ؟ هل يتضمن ذلك معنى السببية ؟ مرة أخرى يحتاج الأمر من الباحث الى مزيد من التأمل ، وقد يمتد به ذلك الى القول بأنه فى أى بيئة ثقافية قد ترجع الفروق فى بناء الجسم (ومنه وزن الجسم) - ولو جزئيا - الى نظام التغذية الذى يتعرض له الأطفال ، وأن هذا النظام الغذائى يترابط مع الظروف الاقتصادية والاجتماعية للأسرة التى ترتبط بدورها بذكاء الوالدين ، وأن ذكاء الوالدين تربطه بعض العلاقة بذكاء أطفالهم ، وبالتالى بالدرجات التى يحصلون عليها فى اختبارات الذكاء التى منها حسب معامل الارتباط بين الذكاء ووزن الجسم . ويمكن توضيح هذه العلاقات المعقدة بالشكل رقم (٢٧) حيث يدل (←) على علاقة سببية والسهم (↔) على معامل ارتباط .



الشكل (٢٧) شبكة العلاقات بين المتغيرات المحدد لمعامل الارتباط بين متغيرين .

وهكذا اذا حصل الباحث على معامل ارتباط موجب ودال احصائيا (أعلى من الصفر) بين متغيرين فان ذلك لايجب أن يقوده الى استنتاج مباشر للعلاقة السببية بينهما . فمعامل الارتباط المحسوب قد يتضمن أحد البدائل الأربعة الآتية :

(١) س يؤثر فى ص
(٢) ص يؤثر فى ص
(٣) العلاقة بين س ، ص تعتمد على متغير ثالث هو السبب فى احداث الارتباط بينهما .
(٤) العلاقة بين س ، ص نتاج شبكة معقدة من العلاقات بين متغيرات عديدة أخرى .

وهنا يلعب الاطار النظرى للبحث دوره الحاسم فى توجيه الباحث نحو اختيار أحد البدائل السابقة . ويحتاج ذلك الى معرفة عميقة بفلسفة العلم (لادراك معنى السببية) وخصائص المتغيرات المستخدمة فى الدراسة . ولعل ذلك ينبه الباحثين المعاصرين الى كثير من الأخطاء الاستراتيجية التى يقعون فيها ، وأهمها التعامل مع المتغيرات بخفة ظاهرة لاتتجاوز اعطاء القارىء قائمة مجملة بها . ومن هذه الأخطاء أيضا تلك الصيغة التى شاعت فى البحوث الارتباطية للتعبير عن الارتباط بلغة سببية ، كأن يكتب الباحث مثلا أنه يسعى الى دراسة أثر س فى ص ، أو أثر ص فى س ، بينما أى تأمل ـ ولو كان سطحيا ـ لطبيعة المتغيرين يكشف لنا أن العلاقة المتوقعة بينهما هى محض اقتران ولاتتضمن السببية .

العلاقة الخطية : الافتراض الأساسى فى معامل الارتباط التتابعى لبيرسون :

يذكرنا تاريخ علم الاحصاء بأن فكرة الارتباط ـ كما نشأت أصولها عند فرنسيس جالتون ـ تمثلت فى ادراك العلاقة كما يظهرها جدول الانتشار أو رسم الانتشار فى صورة خط اتجاه يمكن مواءمته وملاءمته بحيث يظهر معدل الزيادة (أو النقص) فى المتغير (س) كدالة للزيادة (أو النقص) فى المتغير (ص) . ولذلك اقترح أن الخط المستقيم هو الخاصية الأكثر دقة فى التعبير عن هذه العلاقة الملاحظة . وأنه اذا تساوت مع جميع الظروف الأخرى فان درجة انحدار ميل * هذا الخط هى المؤشر الأساسى على درجة العلاقة بين المتغيرين .

وقد استطاع كارل بيرسون بعبقريته ـ كما بينا فى مطلع هذا الفصل ـ أن يطبق الطرق الرياضية فى ايجاد الخط المستقيم الذى يحقق حسن

---

* الميل Slope هو مفهوم رياضى يقصد به معنيان أولهما زاوية ميل الخط عن أى خط أساس ، ويقصد به خاصة بين الخط والاحداثى السينى (المحور الأفقى) فى الرسم البيانى ، أما المعنى الثانى فهو ظل الزاوية بين الخط والاحداثى السينى .

المطابقة للعلاقة بين المتغيرين ، وأسماه معامل الارتباط ليعبر عن قوة الترابط بين المتغيرين .

وفى طريقة بيرسون للحصول على أفضل مطابقة لخط مستقيم يعبر عن البيانات فان معامل الارتباط يعتبر أحد ثوابت معادلة حساب هذا الخط . وبالطبع فان بعض البيانات لايلائمها وصف العلاقة بين المتغيرين بالخط المستقيم (فقد تكون العلاقة منحنية أو مثلثية ، الخ) وعلى كل فسوف نتناول هذه الأنواع الأخرى من العلاقات فيما بعد . الا أن مايهمنا الآن أن نؤكده أن حساب معامل الارتباط التتابعى كما اقترحه بيرسون يقوم على افتراض الخط المستقيم ، وبدون هذا الافتراض يستحيل حساب هذا المعامل .

ومع قبول افتراض الخط المستقيم (وهو افتراض يمكن التأكد من صحته كما سنبين فيما بعد) فان ذلك يشار اليه باحدى صيغتين شائعتين هما :

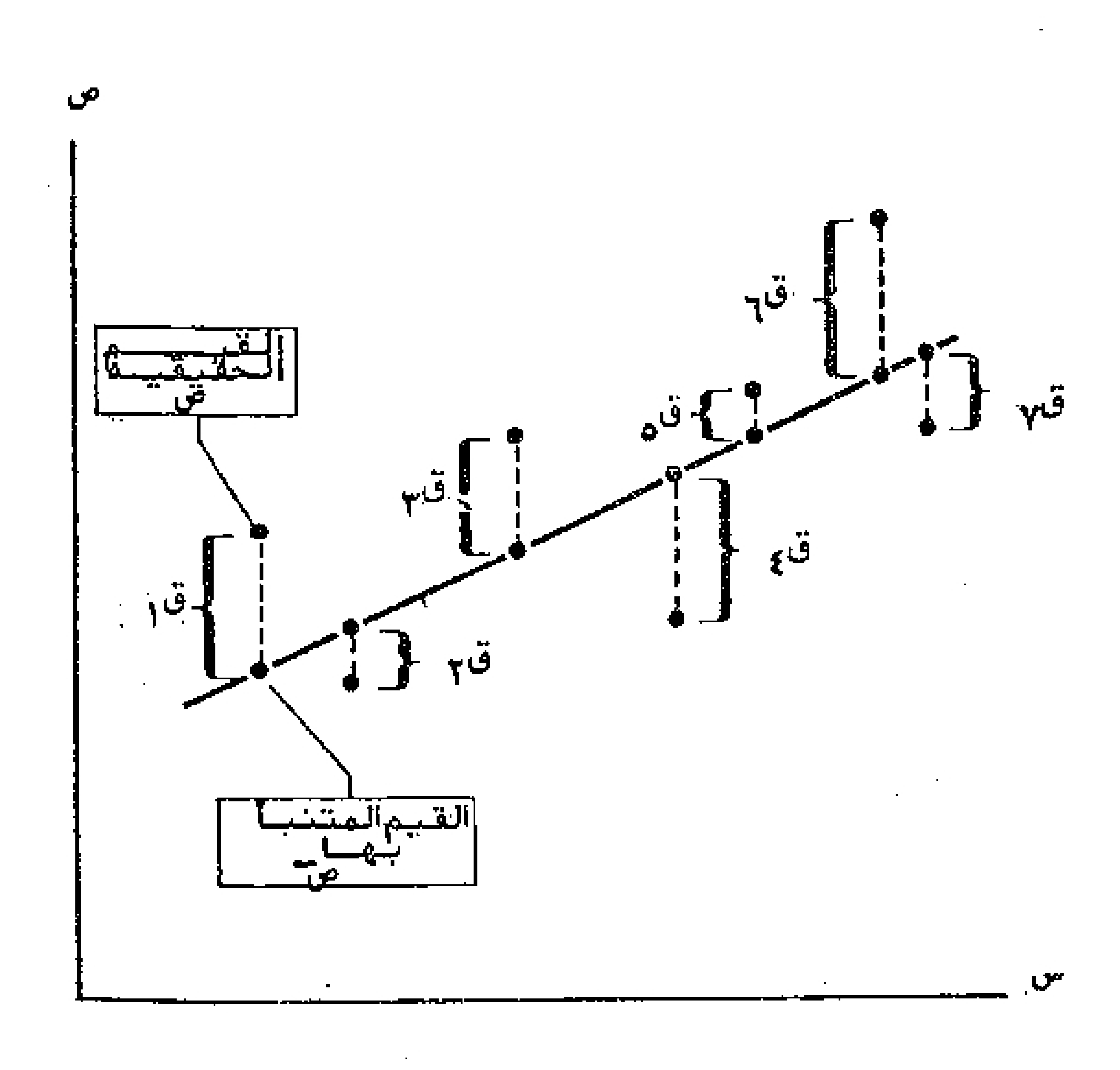
(١) أن العلاقة بين س ، ص علاقة خطية linear .

(٢) أن انحدار س على ص (أو انحدار ص على س) يتسم بالخطية . أى أننا نستطيع أن نتنبأ من درجة أحد المتغيرين بالدرجة فى المتغير الآخر . ولايتم ذلك بسهولة الا اذا كانت العلاقة بين المتغيرين من نوع الخط المستقيم .

والسؤال الآن كيف يمكن الوصول الى الخط المستقيم الذى يحقق أفضل ملاءمة أو أحسن مطابقة مع البيانات الامبريقية ؟

يرى (Minium, 1978) أن هناك عدة اجابات لهذا السؤال الا أن أدقها كانت اجابة كارل بيرسون والتى تعتمد على تطبيق محك المربعات الصغرى . ولتوضيح ذلك نتناول مشكلة التنبؤ بالدرجة (ص) من الدرجة (س) . ويوضح الشكل رقم (٢٨) توزيعا

للمتغيرين ، وفيه يدل الرمز (ق) على الفرق بين قيم (ص) الحقيقية والقيم المناظرة لها المتنبؤ بها أو المتوقعة والتى تتحدد بخط الانحدار (صَ) . ويتطلب محك المربعات الصغرى أن يرسم الخط المستقيم على نحو بجعل مجموع مربعات هذه الفروق (مج ق^{٢}) أقل مايكون .



الشكل رقم (٢٨) الفروق بين قيم (ص) الحقيقية (ص) والمتوقعة (صَ) وخط انحدار (ص على س) (عن Minium, 1978 بتصرف)

وقد يبدو للقارىء أن التركيز على الوصول الى أقل مجموع لمربعات الفروق يعد نوعا من التعقيد الاحصائى الذى لا لزوم له ، وقد

يتساءل لماذا لانعتمد على مجموع القيم المطلقة للفروق بدلا من مربعاتها ؟ وللاجابة على هذا السؤال نذكر مايلى :

(١) من الصعب احصائيا ـ كما أشرنا من قبل وخاصة عند تناول الانحراف المعيارى ـ التعامل مع الفروق المطلقة للفروق ، بينما يؤدى تناول مربعات الفروق الى فتح الطريق الى مزيد من الطرق الاحصائية الأكثر أهمية من الناحية العلمية فى تفسير معادلات الانحدار والقيم التنبؤية للمتغيرات .

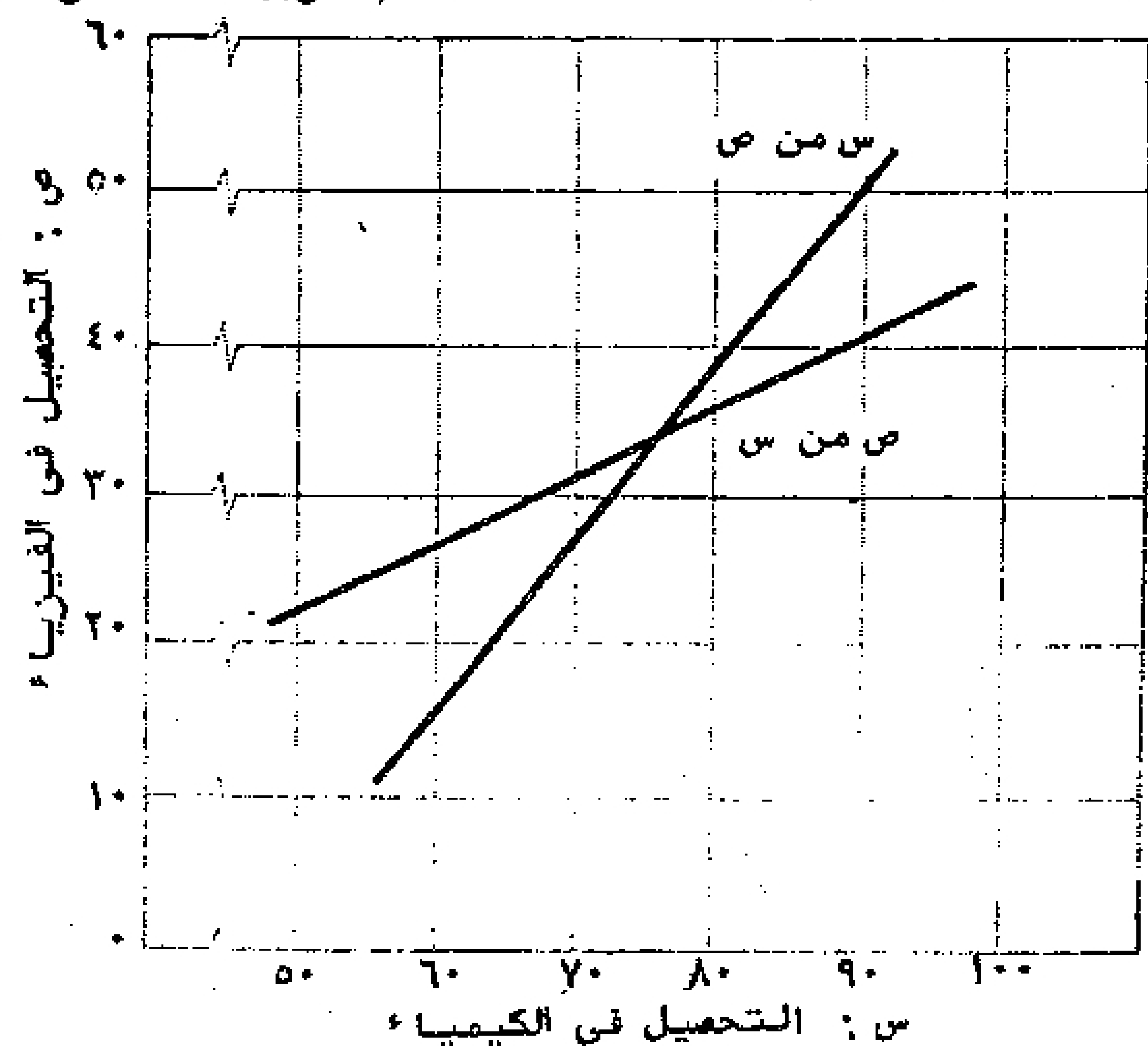
(٢) يمكن الوصول الى خصائص احصائية مناسبة من استخدام محك المربعات الصغرى ، ولعل أهمها أن موضع خطوط الانحدار ، وقيمة معامل الارتباط لن يتذبذبا تذبذبات واسعة بتأثير العينات اذا استخدمنا هذا المحك ، بينما استخدام محكات أخرى قد يؤدى الى الحصول على قيم أقل استقرارا وأكثر تذبذبا .

(٣) خط الانحدار باعتباره حلا يعتمد على محك المربعات الصغرى لمشكلة الخط المستقيم الذى يحقق أفضل مطابقة للبيانات يتشابه مع المتوسط باعتباره أيضا حل يعتمد على نفس المحك لمشكلة البحث عن مقياس للنزعة المركزية . فكلاهما تم اختباره بحيث يقلل مربعات الفروق . ولكل منهما خصائص متشابهة ، ومنها خاصية مقاومة أثر تذبذبات العينات الذى أوضحناه فى الفقرة السابقة .

(٤) يمكن النظر الى خط الانحدار على أنه فى الواقع نوع من المتوسط . فهو خط يدلنا عن متوسط (ص) أو قيمتها المتوقعة بالنسبة لقيمة معينة فى المتغير (س) . وبعبارة أخرى فان ($م_{ص}$) هو متوسط جميع قيم (ص) فى المجموعة ، بينما ($\bar{ص}$) أو (ص المتوقعة من خط الانحدار) هى تقدير لمتوسط (ص) الحقيقية بشرط أن تتوافر لدينا معرفة بقيمة (س) .

ومن المهم أن ننبه هنا الى أن خط انحدار (ص على س) أى التنبؤ بقيم (ص) من (س)، كما أشرنا اليه فى مناقشتنا السابقة لايتطابق مع خط انحدار (س على ص) أى التنبؤ بقيم س من ص. ولهذا لابد من رسم خط انحدار آخر للحالة الثانية. وتطبيق محك المربعات الصغرى عليه أيضا. ولايتطابق الخطان الا اذا كان معامل الارتباط بين المتغيرين ± ١. ويوضح الشكل رقم (٢٩) خطى الانحدار للمتغيرين (س) الدال على التحصيل فى الكيمياء و (ص) الدال على التحصيل فى الفيزياء، مع ملاحظة أن معامل الارتباط بينهما هو ر = + ٦٥ر٠

ولهذا فاننا فى الأغراض العملية فى مجال البحوث التنبؤية لابد من ملاحظة أن التنبؤ يكون دائما من خط انحدار واحد فى أحد الاتجاهين وليس فى كلا الاتجاهين معا الا فى حالة واحدة فقط وهى وصول معامل الارتباط الى مستوى العلاقة الكاملة (موجبة كانت أو سالبة).



الشكل (٢٩) خطا انحدار س على ص، ص على س

ولمزيد من التوضيح لطبيعة العلاقة الخطية التى تقوم عليهــا افتراضات حساب معامل الارتباط التتابعى لبيرسون نذكر أن المعادلة العامة للخط المستقيم لانحدار ص على س هـى :

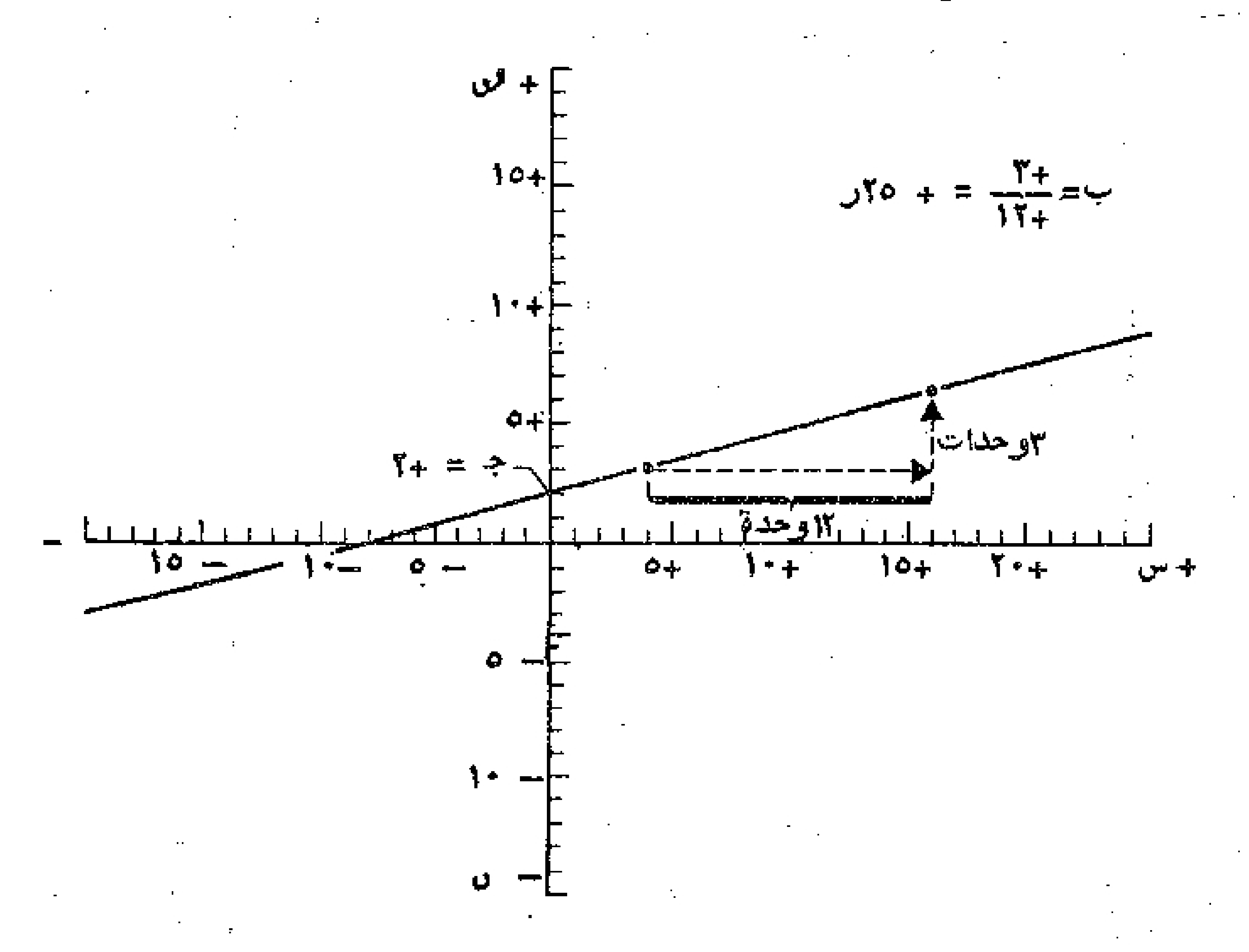
ص = ب س + جـ

حيث تدل الرموز السابقة على مايأتـى :

ص = الدرجة المتنبأ بها أو المتوقعة من قيمة معلومة فـى المتغير (س) .

س = درجة معلومة فى المتغير (س) .

ب،جـ = مقداران ثابتان حيث يدل الثابت (ب) على ميل الخط على الاحداثى (س) ، والثابت (جـ) على نقطة تقاطع الخط مـع الاحداثى (ص) .



الشكل (٣٠) خط انحدار ص على س ومعادلة الخط المستقيم الخاصة بذلك

ص = ٢٥ر س + ٢

ويوضح الشكل (٣٠) طريقة حساب المقدارين الثابتين ب ، ج في المعادلة السابقة من اختيار نقطتين لكل من س ، ص محددتين على الخط المستقيم لأحدهما . وكمثال آخر نفرض أننا اخترنا من الشكل (٢٩) النقاط الآتية من خط انحدار س على ص .

س$_1$ = ٩٠ ص$_1$ = ٥٠

س$_2$ = ٥٥ ص$_2$ = ١٠

فاننا بالتعويض عن قيم س ، ص بالنسبة لهاتين النقطتين المختارتين نحصل على مايلي :

٥٠ = ب ٩٠ + ج

١٠ = ب ٥٥ + ج

وبطرح المعادلة الثانية من الأولى نحصل على مايأتي :

٤٠ = ب ٣٥

∴ ب = $\frac{٤٠}{٣٥}$ = ١ر١٤٢٩

وبالتعويض عن قيم ب في احدى المعادلتين السابقتين تصبح المعادلة على النحو الآتي :

٥٠ = ١ر١٤٢٩ × ٩٠ + ج

= ١٠٢ر٨٦١ + ج

∴ ـ ج = ١٠٢ر٨٦١ − ٥٠

أو ج = −١٠٢ر٨٦١ + ٥٠

= −٥٢ر٨٦١

أى أن معادلة الخط المستقيم (بعد الحصول على مقادير القيم الثابتة) تصبح على النحو الآتي :

ص = ١ر١٤٢٩ س − ٥٢ر٨٦١

تدريـــب :

تحقق من صحة المعادلة بتعويض قيم المعادلة الثانية واحسب قيم ص والمفروض أن تحصل على قيمتها وهى ١٠ .

ومعنى ذلك أننا نستطيع ـ من معادلة الخط المستقيم ـ أن نتنبأ بالقيم المجهولة فى أحد المتغيرين من القيم المعلومة فى المتغير الآخر ، وهذا فى جوهره هو معنى معامل الارتباط الموجب (أو السالب) احصائيا (أى الذى يتجاوز الصفر) .

العوامل المؤثرة فى معامل الارتباط :

(١) طبيعة العلاقة بين المتغيرين : أشرنا الى أن المعنى المباشر لمعامل الارتباط لايمكن احرازه الا اذا افترضنا العلاقة الخطية وأن يتحقق هذا الافتراض بالفعل فى البيانات الامبريقية اذا رسمنا الخط المستقيم الذى يحقق أحسن مطابقة مع هذه البيانات .ولكن ماذا يحدث لو لم تكن العلاقة بين المتغيرين خطية ؟ لعل أشهر الأمثلة على ذلك مايسمى العلاقة المنحنية Curvilinear . وفى هذه الحالة اذا حسب الباحث معامل الارتباط بطريقة بيرسون فانه يفرض العلاقة الخطية قسرا على البيانات بينما هى ليست كذلك . وبالطبع فان البيانات فى هذه الحالة لايحقق لها الخط المستقيم أحسن مطابقة . ومايحدث بالفعل عندئذ أن معامل الارتباط المحسوب يعكس هذه الحقيقة وتكون قيمته منخفضة . أما اذا وضعت هذه الحقيقة موضع الاعتبار وعوملت البيانات فى ضوء العلاقة الفعلية بين المتغيرين كعلاقة منحنية وحسب معامل الارتباط بالطريقة المناسبة (والتى تسمى نسبة الارتباط فى هذه الحالة) فان المعامل فى هذه الحالة يكون أكثر ارتفاعا .

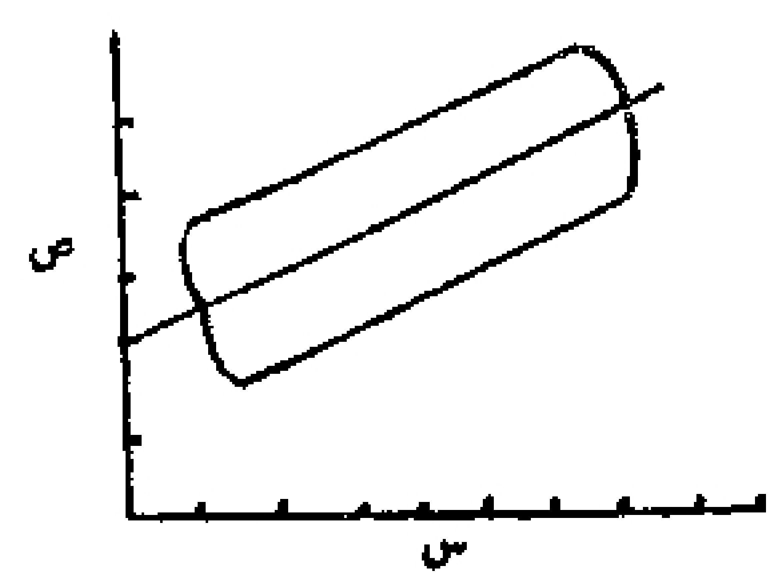
وعلى ذلك فان معامل الارتباط المحسوب اذا كان أعلى من الصفر (أى دالا احصائيا) وكانت العلاقة بين المتغيرين غير خطية (منحنية مثلا) فان استخدام طريقة بيرسون فى حسابه تؤدى الى خفض قيمته ، ويزداد هذا الانخفاض فى قيمة معامل الارتباط كلما زاد ابتعاد البيانات

الامبيريقية عن الخطية . وتوجد طرق احصائية لاختبار الخطية (McNemar, 1969) ، الا أن الباحث قد يعتمد على فحصه المباشر لرسم الانتشار ـ فان وجد أن التوزيع الثنائي للمتغيرين يقترب من الاعتدالية فانه قد لايحتاج الى مزيد من اختبار طبيعة العلاقة بينهما .

(٢) تكافؤ الاختلاف : من الحقائق الاحصائية لمعامل الارتباط أنه لو تشتت الدرجات تشتتا كبيرا حول الخط المستقيم الذى يمثل أحسن مطابقة مع البيانات الامبريقية فان معامل الارتباط يكون أصغر مما لو اقتربت هذه البيانات حول هذا الخط، ويظل معامل الارتباط كبيرا اذا كان التشتت عند الطرفين أقل منه فى المنتصف (على نحو أقرب الى الشكل البيضاوى فى الشكل رقم ٣٣) ، فاذا كان هذا التشتت حول الخط المستقيم عشوائيا أدى ذلك الى معامل ارتباط منخفض جدا ، قد يقترب من عدم الدلالة الاحصائية (الصفر) .

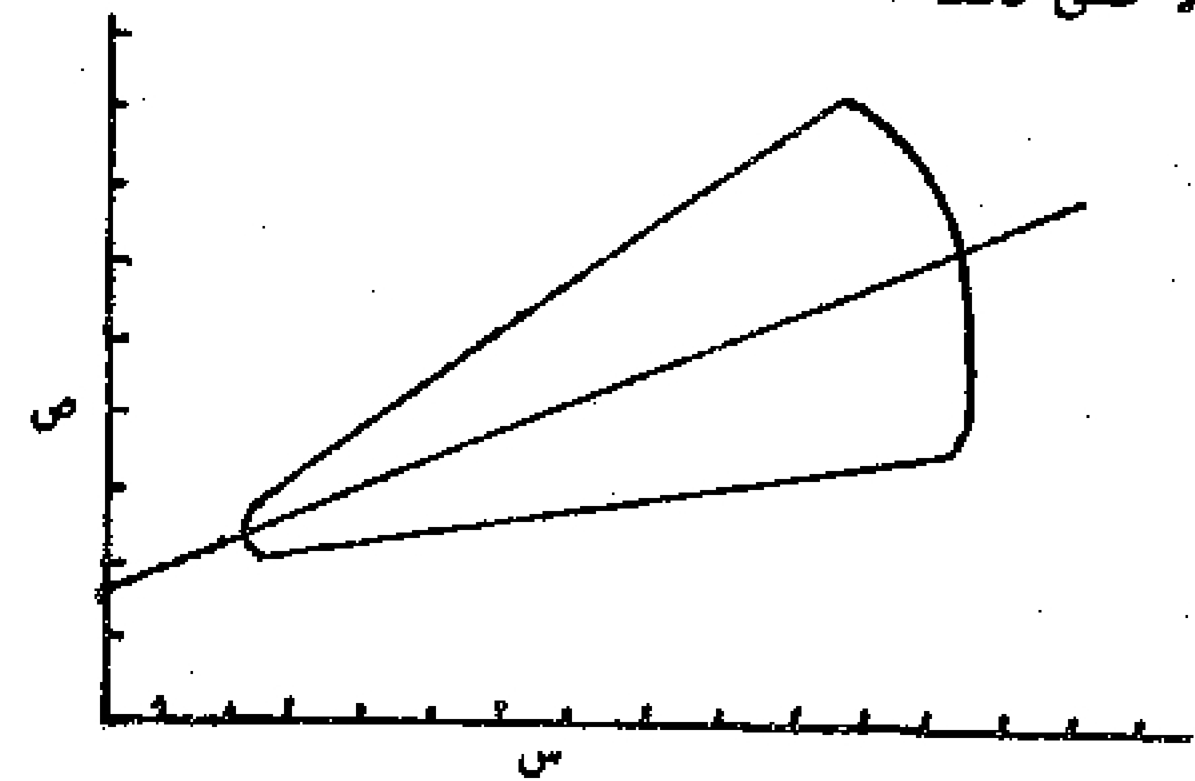
الا أن هناك عاملا آخر يؤثر تأثيرا كبيرا فى معامل الارتباط وهو درجة تساوى مسافات بعد الدرجات عن هذا الخط المستقيم فى المدى الكلى للتوزيع الثنائى للمتغيرين . وحين يكون انتشار الدرجات فى المتغيرين على نفس المسافة تقريبا من الخط المستقيم فان ذلك يوصف بتكافؤ الاختلاف Homoscedasticity . واذا توافر هذا الشرط يكون معامل الارتباط متوسطا .

ويوضح الشكل رقم (٣١) رسم انتشار من هذا النوع . واذا حسب معامل الارتباط لبيانات من هذا القبيل بطريقة كارل بيرسون فانه يكون معاملا متوسطا .



الشكل (٣١) رسم انتشار يتسم بتكافؤ الاختلاف

الا أنه قد تنشأ حالة سبق لأحد مؤلفى هذا الكتاب (فؤاد أبوحطب، ١٩٧٥) أن أسماها العلاقة المثلثة ،وفيها يكون تشتت الدرجات فى المتغيرين عن الخط المستقيم ضيقا فى حالة الدرجات الدنيا ومتوسطا فى حالة الدرجات الوسطى وواسعا فى حالة الدرجات العليا • ويوضح الشكل رقم (٣٢) مثالا على ذلك •



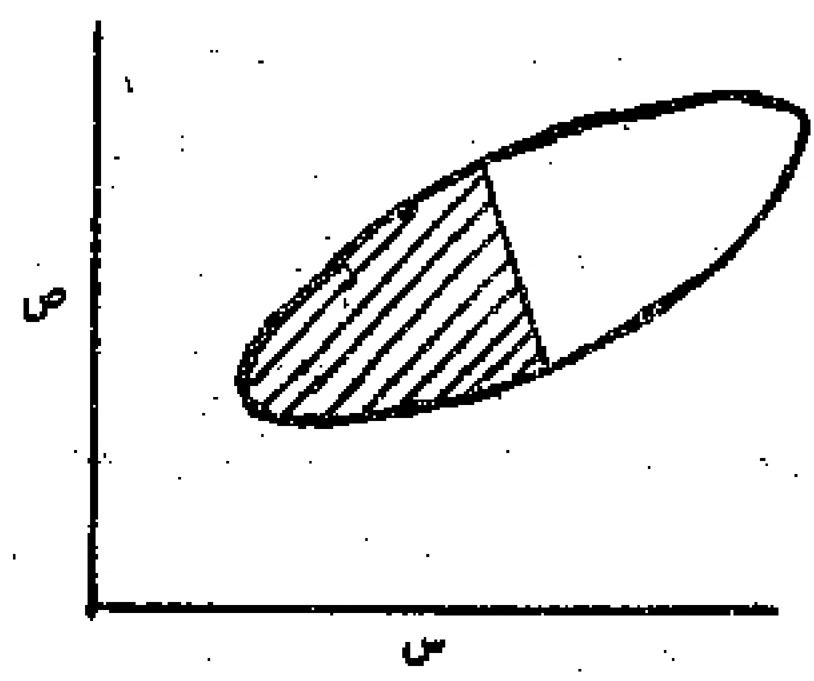
الشكل (٣٢) رسم انتشار يتسم بعدم تكافؤ فى الطرفين

والواقع أنه لو حسب معامل الارتباط بطريقة بيرسون لبيانات من هذا النوع المعين فى الشكل (٣) فانه سوف يعكس أيضا درجة "متوسطة" من العلاقة بين المتغيرين • وسبب ذلك أن العلاقة فى حقيقة الأمر تكون مرتفعة بالنسبة للدرجات الدنيا ، ومتوسطة بالنسبة للدرجات الوسطى ، ومنخفضة بالنسبة للدرجات العليا • وفى هذه الحالة لايعبر معامل الارتباط المحسوب بطريقة بيرسون عن معنى عام للعلاقة بين متغيرين ، كما هو الحال فى المثال الموضح فى الشكل (٣٣) • ويؤدى بالتالى الى التهوين فى تقدير هذه العلاقة بالنسبة للمستويات الدنيا من الدرجات والمبالغة فى تقديرها بالنسبة للمستويات العليا منها •

وتتوافر فى الوقت الحاضر طرق احصائية لاختبار درجة تكافؤ الاختلاف فى البيانات الامبريقية • ومرة أخرى فقد يغنى عن ذلك الفحص

المباشر لجدول أو رسم الانتشار فاذا كان الاختلاف يقترب من الشكل البيضاوى (الشكل ٣٣) يمكنه أن يحسب معامل الارتباط مباشرة بطريقة بيرسون ، والا فلابد من البحث عن طريقة أكثر ملاءمة .

(٣) نطاق مدى الاختلاف : يحتل نطاق مدى الاختلاف أهمية خاصة فى فهم معنى الارتباط ، بالاضافة الى أثره البالغ فى تقدير قيمة معامل الارتباط المحسوب . فاذا كان هذا النطاق غير محدود بحيث أن التوزيع الثنائى للمتغيرين يشمل المسافة البيضاوية المعبرة عن الانتشار فى الشكل رقم (٣٣) فاننا نتوقع بالطبع أن قيم (س) أو (ص) التي نسعى للتنبؤ بها سوف تختلف فى مدى واسع وحينئذ يكون معامل الارتباط كبيرا . ولكن لو حدث أن نطاق هذا المدى كان ضيقا restricted كما هو الحال عند استبعاد المساحة المظللة من الشكل رقم (٣٣) فان معامل الارتباط حينئذ ينخفض انخفاضا واضحا . ويرتبط ذلك بالطبع بمدى تجانس التباين فى كل من المتغيرين ، وهو مفهوم سوف نتناوله فيما بعد .



الشكل (٣٣) أثر كل من عدم تحديد وتحديد نطاق مدى الاختلاف فى معامل الارتباط

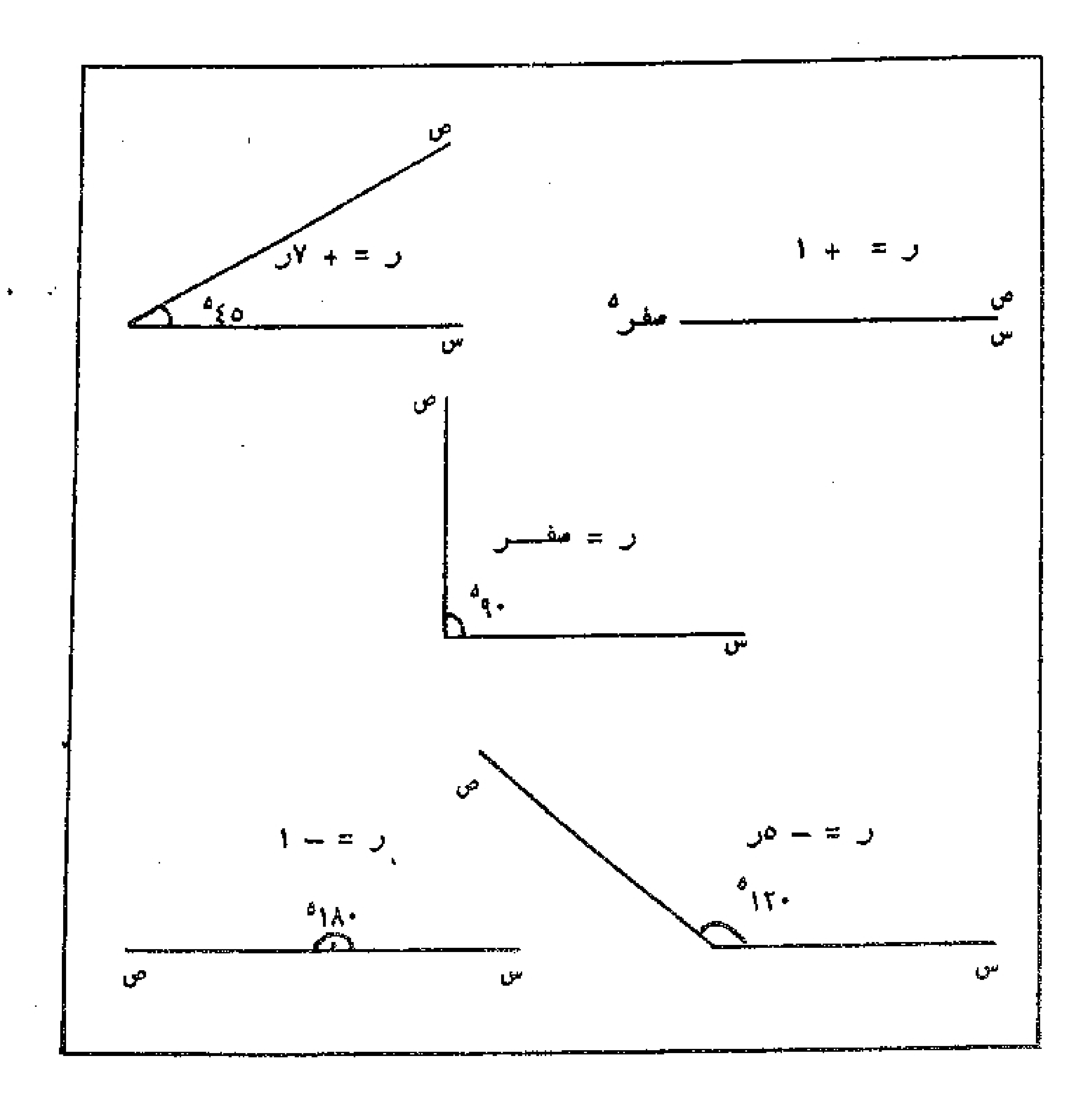
(٤) طبيعة توزيع البيانات : من الحقائق الاحصائية الهامة أيضا عن معامل الارتباط أنه اذا كان توزيع أحد المتغيرين أو كليهما غير اعتدالى (راجع الفصل التالى لمزيد من التفصيل) فان العلاقة بينهما قد تكون أيضا منحنية وليست خطية . وعلى ذلك فقد يحتاج الباحث الى

فحص توزيع بيانات المتغيرين لاختبار فرض الخطية فى العلاقة بينهما . ويلعب افتراض اعتدالية التوزيع دورا هاما ـ لا يقل عن افتراض خطية العلاقة ـ فى فهم طبيعة معامل الارتباط ، وخاصة اذا تجاوز المفهوم معناه فى الاحصاء الوصفى الى معناه فى الاحصاء الاستدلالى .

التمثيل الهندسى لمعامل الارتباط :

يمكن القول أن معامل الارتباط يساوى هندسيا خط الانحدار بالنسبة الى محور مرجعى . وتوجد علاقة مباشرة بينه وبين الزاوية المحصورة بين خطى الانحدار لكل من (س) ، (ص) .

ولعل أوضح تعبير عن معامل الارتباط بلغة حساب المثلثات أنه عبارة عن جيب تمام (جتا) الزاوية المحصورة بين خطى الانحدار؛ وعلى ذلك فعندما يكون معامل الارتباط صفرا فان خطى الانحدار يتعامدان أى تصبح الزاوية المحصورة بينهما ٩٠° ، ومن المعروف أن جتا ٩٠° = صفر . أما حينما يكون معامل الارتباط (+١) فان خطى الانحدار ينطبقان وتصبح الزاوية بينهما تساوى الصفر ، ومن المعروف أيضا أن جتا صفر° = ١ . ومابين الصفر والواحد الصحيح الموجب فانه فى معامل الارتباط الموجب تكون الزاوية بين خطى الانحدار حادة (أى أعلى من الصفر وأقل من ٩٠°). أما فى حالة معامل الارتباط (ـ ١) فان الزاوية بين خطى الانحدار تكون ١٨٠° (جتا ١٨٠° = ـ١) . أما معامل الارتباط السالب فيعبر عنه بزاوية منفرجة بين خطى الانحدار (أى أعلى من ٩٠° وأقل من ١٨٠°) . ويوضح الشكل رقم (٣٤) هذه العلاقة بين معامل الارتباط والزاوية المحصورة بين خطى الانحدار .



الشكل (٣٤) التمثيل الهندسى لمعامل الارتباط كجيب تمام (جتا) الزاوية المحصورة بين خطى الانحدار (س) ، (ص)

<u>هل يجوز جمع معاملات الارتباط للحصول على متوسطها ؟</u>

لأسباب رياضية سوف نوضحها فى الفصل الحادى عشر لايجوز للباحث أن يجمع معاملات الارتباط التى يزيد مقدارها عن ٢٥ر للحصول على متوسطها . وانما يجب عليه تحويل هذه المعاملات الى مقابلاتها

اللوغاريتمية باستخدام جدول فيشـــر ، واجراء جميع العمليـــــات الحسابية على هذه المقابلات اللوغاريتمية ، ثم تحويل القيم الناجمة الدالة على المتوسط (وهى قيمة لوغاريتمية) الى مايناظرها مـــن معامل ارتباط فى نفس الجدول • والسبب فى عدم ضرورة ذلك حيـــن يكون معامل الارتباط أقل من ٢٥ر أن قيم معاملات الارتباط تتســـاوى تقريبا مع مقابلاتها اللوغاريتمية فى هذه الحالـــة •

تمهيد الباب الثالث

الباب الثالث من هذا الكتاب هو امتداد للباب الثانى ، حيث الاهتمام ينصب على تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة . واذا كان الباب الثانى قد ركز على الاحصاء الوصفى لهذه البيانات ، فان هذا الباب يهتم بالاحصاء الاستدلالى لنفس هذا النوع من البيانات . ولأن المنحنى الاعتدالى هو المدخل الطبيعى لأن دراسة أساسية حول الاحصاء الاستدلالى فقد كان من اللازم تناوله بشئ من التفصيل ثم الانتقال منه الى المفاهيم والطرق الرئيسية فى هذا النوع من الاحصاء. ولذلك فقد جاء الباب الثالث فى ثلاثة فصول هى :

الفصل العاشر: وموضوعه المنحنى الاعتدالى ويشمل مفهوم المنحنى الاعتدالى وطبيعته والعوامل المؤثرة فيه وتحويل التوزيع التكرارى الامبريقى الى الصورة الاعتدالية ، والمفاهيم الأساسية اللازمة لذلك وأهمها الدرجة المعيارية والارتفاع الاعتدالى والمساحة الاعتدالية .

الفصل الحادى عشر : وموضوعه الخطأ المعيارى والدلالة الاحصائية. وقد تطلب ذلك التمييز الجوهرى بين احصاءات العينات وبارامترات الأصول، ومفهوم الخطأ المعيارى . ثم ركزنا على طرق تقدير الخطأ المعيارى للمفاهيم الاحصائية الوصفية الأساسية لبيانات النسبة والمسافة وهى : المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط .

الفصل الثانى عشر: وموضوعه دلالة الفروق ويتناول مجموعة من القضايا الاحصائية الهامة وهى : اختبار الفروض ، والتمييز بين الفرض التجريبى والفرض الاحصائى مع التركيز خاصة على مفهومى الفرض الصفرى والفرض البديل ، وأنواع القرارات الاحصائية ، ثم طرق حساب دلالة كل من المتوسط ومعامل الارتباط باستخدام مفهوم الفرض الصفرى ، وأهمية اختبارى النسبة الحرجة واختبار (ت) فى الحالتين . وبعد ذلك يركز هذا الفصل على الطرق المختلفة لحساب دلالة الفروق بين المتوسطات (وخاصة بين متوسطين) مع التركيز خاصة على اختبار (ت) والافتراضات

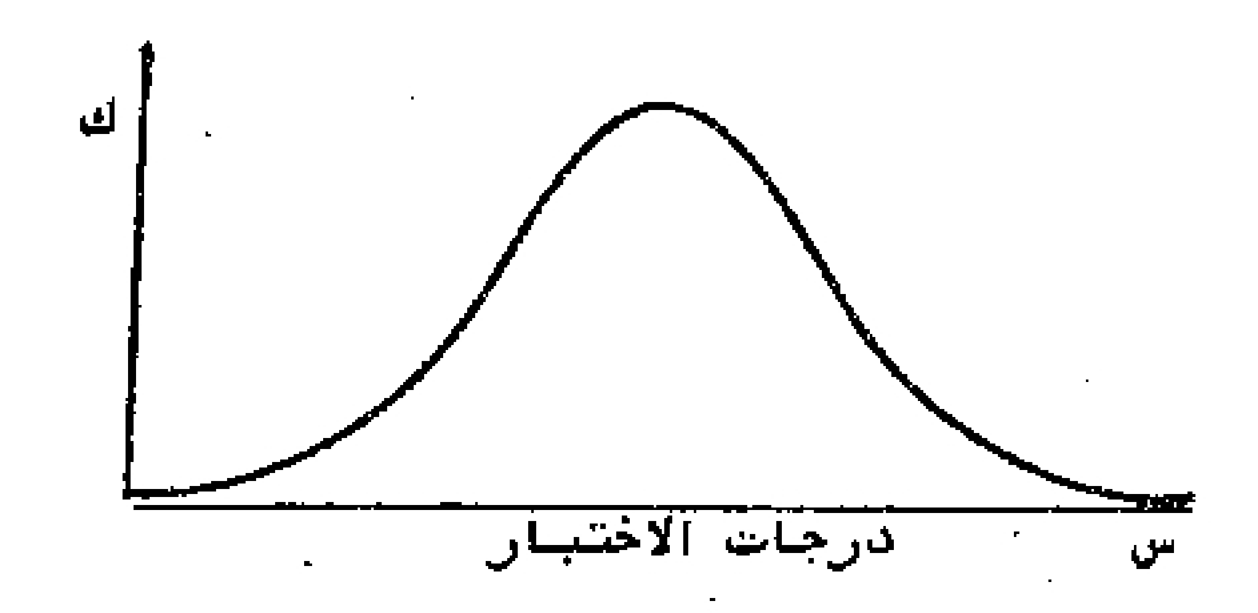
الأساسية له ، وحساب دلالة الفروق بين التباينات ، وكذلك حساب دلالة الفروق بين معاملات الارتباط ، وكان التمييز الجوهرى فى جميع الحالات بين الطرق اللازمة لحساب الدلالة للبيانات التى يحصل عليها الباحث من مجموعات مستقلة أو مجموعات مرتبطة (أى ذات قياسات متكررة) وهو تمييز أساسى سوف تتضح أهميته أكثر فى الباب الرابع من هذا الكتاب .

الفصل العاشر

المنحنى الاعتدالى

طبيعة المنحنى الاعتدالى :

من الملاحظات الشائعة على توزيع درجات المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية أن أغلبية الحالات (التكرارات) تقع فى منتصف المدى ، وكلما اقتربنا من طرفى التوزيع يقل عدد الحالات بانتظام مستمر بحيث لايظهر منحنى التوزيع أى ثغرات أو فجوات حتى لاتتميز فيه فئة أو عدة فئات ٠ويكون المنحنى متناسق الطرفين بحيث لو قسم بخط رأسى عند المنتصف نحصل على نصفين متطابقين تقريبا ٠ويسمى منحنى التوزيع فى هذه الحالة " المنحنى الاعتدالى" normal curve ويوضح الشكل رقم (٣٥) هذا المنحنى فى صورته النظرية الكاملة ، حيث يدل المحور الأفقى (س) على الدرجات والمحور الرأسى (ص) على التكرارات أو عدد الحالات ٠



شكل رقم (٣٥) المنحنى الاعتدالى

وقد ابتكر هذا المنحنى ـ كما بينا فى الفصل الخامس ـ عالما الرياضيات لابلاس وجاوس فى دراستهما لظاهرة المصادفة وأخطاء الملاحظة . وقد استطاع العالم البلجيكى أدولف كيتليه فى القرن التاسع عشر أن يستخدم فكرة هذا المنحنى فى دراسة توزيع الصفات البشرية كالطول

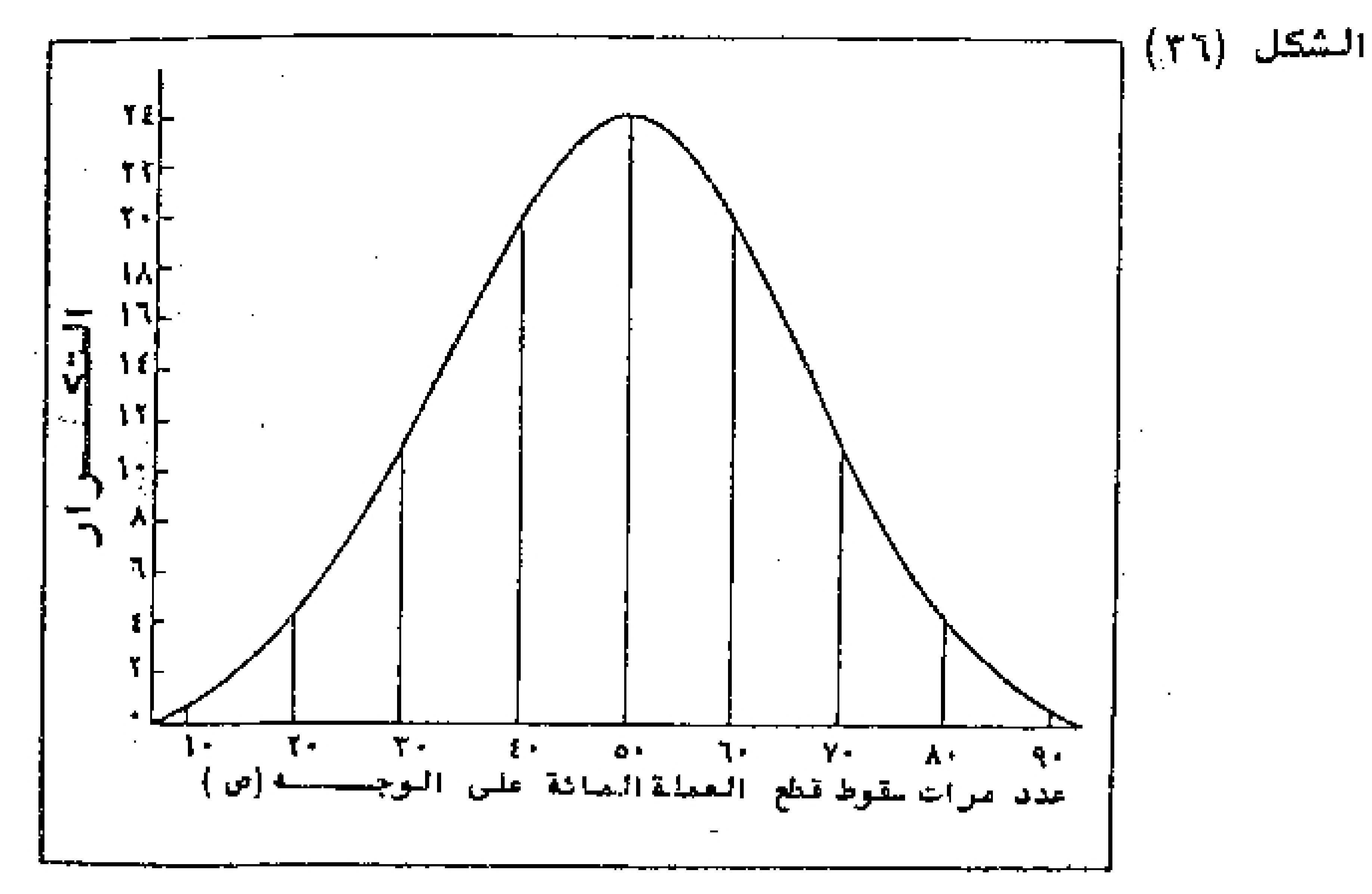
والوزن وافتراض أن الفروق الفردية فى هذه الصفات انما تنشأ عن تحقق " المثل الأعلى " أو " المعيار " بمقادير متفاوتة . وبعبارة أخرى يمكننا القول أن هذه الفروق الفردية تعتمد على عدد كبير جداً من العوامل المستقلة فى توزيعها حسب قانون المصادفة .

ويمكن لتوزيع درجات المقاييس أن ينأى عن الاعتدالية ويأخذ صورة التوزيع الملتوى أو المفرطح أو المستطيل أو المتعدد القمم أو غير ذلك من الصور التى عرضناها فى الفصل السادس . ومن أهم العوامل التى تؤثر فى ذلك ثلاثة عوامل : طبيعة الخاصية المقيسة ، وطبيعة العينة ، وطبيعة المقياس .

(أ) طبيعة الخاصية : قلنا أن التوزيع الاعتدالى لاينتج الا عن عدد كبير جدا من العوامل المستقلة التى لايتحكم فيها الانسان تحكما اراديا أو مقصودا ، أى تنتج عشوائيا ، ولذلك فانها تتوزع تبعا لقوانين الاحتمال . ويقصد باحتمال وقوع أى حدث التكرار المتوقع لحدوثه فى عدد كبير من الملاحظات . ويتحدد الإحتمال فى صورة نسبة أو كسر بسطه هو الناتج المتوقع ومقامه العدد الكلى للنتائج الممكنة . فمثلا لو أسقطنا قطعتين من العملة فان احتمال أو فرصة سقوط القطعتين معا على وجهى الصورة هو احتمال واحد من أربعة احتمالات (أى $\frac{1}{4}$) ، وذلك لأن جميع التوافقات المحتملة بين وجه الصورة (ص) ووجه الكتابة (س) فى هذه الحالة هى ص ص ، ص س ، س ص ، س س ، وبالتالى فان إحدى هذه الحالات الأربعة (أى ص ص)تتضمن الصورتين معا واحتمالها $\frac{1}{4}$. وكذلك فان احتمال سقوط القطعتين معا على وجهى الكتابة (أى س س) هو أيضا $\frac{1}{4}$ الحالات . بينما نجد أن سقوط احدى القطعتين على وجه الكتابة (س) وسقوط القطعة الأخرى على الوجه(ص) هو فى الواقع احتمالان من الاحتمالات الأربعة السابقة (أى ص س و س ص) ، وحيث أنهما فى حقيقة الأمر احتمال واحد فان احتمال حدوثه هو($\frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$) .

واذا زاد عدد قطع العملة ليصبح ١٠٠ قطعة مثلا فان عدد التوافقات

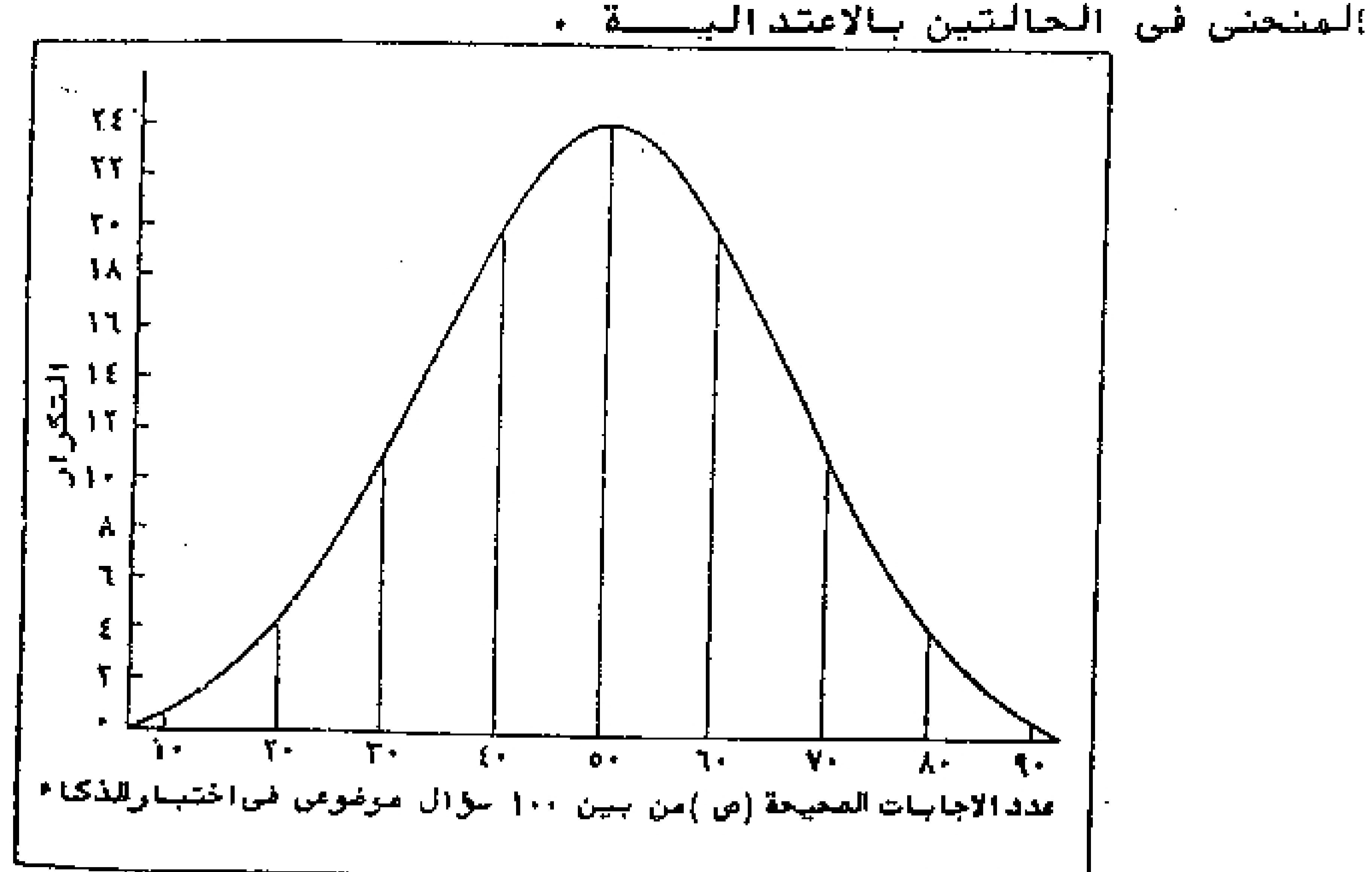
المحتملة يصبح كبيرا للغاية مثل احتمال سقوط القطع المائة جميعا على وجه الصورة ، أو ظهور ٢٠ صورة أو ١٠ أوجه للكتابة ، الخ. وهذه الاحتمالات أو تكرارات الحدوث المتوقعة يمكن الحصول عليها بمعادلة $(س + ص)^{١٠٠}$. فاذا أسقطنا عشوائيا هذا العدد من العملات (جميعها فى كل مرة) عدة مئات من المرات ثم رسمنا بيانيا النتائج التى تدل على تكرار ظهور الصور (ص) مثلا من صفر الى ١٠٠ نجد أن المنحنى الناتج يقترب من المنحنى الاعتدالي الموضح فى الشكل (٣٦)



الشكل (٣٦) منحنى اعتدالي يمثل عدد مرات الحصول على وجه الصورة (ص) بين ١٠٠ قطعة نقود يتم اسقاطها عشوائيا معا مئات المرات

وتشبه النتائج التى نحصل عليها من كثير من المقاييس البيولوجية والتشريحية والاجتماعية والتربوية والسيكولوجية هذا الشكل ، فهى تتوزع على نحو أقرب الى التوزيع الاعتدالي . فالاختبار النفسى الذى يتكون من ١٠٠ سؤال موضوعى يشبه قطع النقود المائة التى أشرنا اليها ، وخاصة أن كل سؤال فيه عادة مانحكم على الاستجابة له بالصواب (ص) أو الخطأ (خ) ، ويشبه هذا الحكم بوجهيه الحكم على

وجهى قطعة العملة (ص ، س) . ويمكن أن تتحكم فيه قوانين الاحتمال التى تستند الى مبدأ " المصادفة " الذى أشرنا اليه وخاصة اذا طبقنا الاختبار على آلاف من الأفراد وهو مايماثل القاء قطع العملة عدة آلاف من المرات . ولايقصد بالمصادفة هنا أن ماندرسه يخرج على النظام الطبيعى لمبادىء العلية والسببية ، وانما يقصد بهذا أن الظواهر تتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة المعقدة التى لم يتم معرفة تأثيرها بحيث تخرج عن نظام التحكم الارادى أو المقصود من جانب الباحث . ويوضح الشكل رقم (٣٧) نتائج الحصول على توزيع تكرارى من تطبيق اختبار ذكاء يتألف من ١٠٠ سؤال لكل منها اجابة واحدة صحيحة (ص) طبق على بضعة آلاف من الأفراد . وهو يكاد يتطابق مع المنحنى السابق لتوزيع سقوط ١٠٠ قطعة نقود على الوجه (ص) ، ويتسم المنحنى فى الحالتين بالاعتدالية .



الشكل (٣٧) منحنى اعتدالى يمثل عدد الاجابات الصحيحة (ص) من بين ١٠٠ سؤال موضوعى طبقت معا وعشوائيا (فى صورة اختبار) على مئات الأفراد

ففى سقوط قطعة العملة توجد عوامل الارتفاع الذى تسقط منه العملة وانثناء اليد وغيرها من العوامل التى لو " تحكم " فيها الشخص كما يفعل الذين " يقرمون " زهرة الطاولة لاستطاع التحكم فى

اتجاه قطعة العملة قبل القائها . واذا فعل ذلك ـ أى تحكم ـ فى أغلب المرات فان المنحنى الناتج لن يكون اعتداليا . وبالمثل فان مقاييس السمات الجسمية والنفسية تتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة التى لو خضع بعضها للتحكم الارادى فاننا لانحصل على التوزيع الاعتدالى .

ومن العوامل التى تؤدى الى حصولنا على توزيعات غير اعتدالية أن تكون الخاصية موضوعا لتحكم عوامل محددة مثل سمة " المسايرة " التى تتحكم فيها العوامل الاجتماعية والتحصيل الذى تتحكم فيه شروط التعلم ، وكذلك ندرة السمة مثل اصابات العمل، أو أثر بعض الظروف المرضية التى تؤدى الى زيادة عدد الحالات المتطرفة (من ضعاف العقول فى حالة اختبارات الذكاء مثلا) .

(٢) طبيعة العينة : من المعروف أنه يمكننا الحصول على أى نمط من أنماط التوزيع التكرارى وذلك باختيار عينة من المفحوصين تلائم هذا النمط . ومعنى ذلك أنه توجد اختلافات بين التوزيعات المختلفة نتيجة للعوامل الانتقائية التى قد يتجاهلها الباحث .وهكذا عندما ينحرف التوزيع عن الاعتدالية لابد من أن يثور السؤال عن مدى ملاءمة العينة . فقد ينتج الالتواء عن ادماج مجموعتين منفصلتين موزعتين توزيعا اعتداليا فى توزيع واحد رغم اختلافهما فى المدى. وقد نحصل على المنحنى المتعدد القمم اذا كانت العينة المنتقاة ليست مختارة على أساس عشوائى من الأصل الاحصائى السكانى العام ، وانما تتكون من أفراد تم اختيارهم من مستويات مختلفة واسعة ثم أدمجوا معا فى توزيع واحد . وقد يحدث التوزيع المدبب الذى يتركز فيه أكبر عدد من الحالات تركيزا غير عادى عند المنتصف اذا كانت العينة متجانسة تجانسا شديدا. وأخيرا نشير الى أننا قد نحصل على مالاحصر له من صور التوزيعات التكرارية نتيجة استخدام العينات الصغيرة العدد .

(٣) طبيعة أداة القياس : تؤثر خصائص أداة القياس أيضا فى صورة التوزيع الناتج ، فنحصل على التوزيع الملتوى اذا تركز مدى صعوبة الاختبار على المستويات الدنيا أو العليا ، أو اذا طبق الاختبار على عينة لايلائمها ، وهذه النتائج لاتؤدى بنا الى تفسير السمة بأنها غير اعتدالية وانما يجب أن تفسر فى ضوء افتراض أن مدى صعوبة الاختبار لايشمل بالقدر الكافى مستويات التمييز .

ونلاحظ أيضا أن عدم تساوى وحدات أومسافات أداة القياس قد يؤدى الى حصولنا على توزيعات غير اعتدالية ، ومن ذلك مثلا أن يتضمن الاختبار شمولا كافيا للمفردات عند طرفيه الأدنى والأعلى مع وجود فجوات نتيجة النقص فى عدد المفردات الملائمة فى المستويات المتوسطة من الصعوبة . اننا فى هذه الحالة نحصل على توزيع له قمتان . وهذه الحالة من حالات التوزيع التكرارى يجب أن توضع موضع الاعتبار عندما نفسر النتائج التى نحصل عليها من بعض مقاييس الصفات ثنائية الأقطاب (الانبساط - الانطواء مثلا) ، فهذه الصفات قد تدل على أن عينة السلوك التى يتضمنها المقياس تمثل المظاهر المتطرفة للخاصية تمثيلا جيدا بينما لاتمثل الدرجات المتوسطة منها . وبالطبع فان مثل هذا الاختبار تكون قيمته التمييزية ضئيلة . وحصولنا على توزيع ثنائى (له قمتان مثلا) فى هذه الحالة انما هو نتيجة لخصائص المقياس وليس لطبيعة السمة موضوع القياس . واذا زاد العدد النسبى للمفردات فى أطراف المقياس فان التوزيع الاعتدالى يتحول الى توزيع مفرطح وقد يصبح توزيعا مستطيلا .

وهكذا يؤثر المقياس المستخدم فى شكل منحنى التوزيع التكرارى. ويمكن القول بدقة أنه يستحيل علينا تحديد التوزيع "الحقيقى" للسمة مالم يتوافر لها مقياس متساوى الوحدات أو المسافات . الا أن الطرق الوحيدة المتاحة فى الوقت الحاضر لاعداد وحدات متساوية فى مقاييس السلوك الانسانى تعتمد فى ذاتها على افتراض أن السمة اعتدالية التوزيع .

وهكذا يرى بعض النقاد أننا نعود الى نقطة البداية بينما نتصور أننا وجدنا " الحل " ، ويعتبرون هذا نوعا من " المنطق الدائرى ".

الا أن هذا النقد غير صحيح فالواقع أن المنحنى الاعتدالى يعد مسألة منهجية فى بناء الاختبارات النفسية والتربوية والاجتماعية أكثر منه حقيقة واقعة . ومن المألوف لدى الباحثين أنهم حين يحصلون على توزيعات غير اعتدالية فى عينة التقنين يعدلون اختباراتهم ، بحذف بعض المفردات أو اضافتها أو تعديلها أو نقلها من أحد الطرفين الى الآخر أو من المنتصف الى الأطراف ، أو اعادة النظر فى أوزانها حتى يقتربوا بالمقياس من الاعتدالية . ومعنى ذلك أن أغلب الاختبارات النفسية معدة " عن قصد " لتعطى توزيعا أقرب الى المنحنى الاعتدالى فى الأصل الاحصائى الكلى العام الذى تصلح له ، وهكذا فاننا حين نقول أن مقياسا معينا تتوزع درجاته توزيعا اعتداليا فان ذلك يعنى أن عملية تقنينه تمت بدقة شديدة . وعلى العكس فحين نقول أن توزيعا معينا ليس اعتداليا فان ذلك يعنى أن بناء المقياس لم يكن دقيقا ، أو أنه تم تطبيقه على عينة لايلائمها .

وتوجد أسباب عديدة لدى علماء النفس تدعوهم الى اعتبار افتراض " المنحنى الاعتدالى " أكثر الافتراضات تقبلا حول توزيع خصائص السلوك الانسانى وذلك لما يأتى :

(١) أن التعقد والتعدد المعروفين عن العوامل التى تحدد موضع الفرد فى بعض الخصائص النفسية أو الاجتماعية أو التربوية يؤديان بنا الى توقع أن تتوزع الخاصية تبعا لقوانين الاحتمال .

(٢) أن توزيع أغلب الخصائص البيولوجية والفسيولوجية التى يمكن قياسها بمقاييس من نوع المسافة كالمقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية تؤدى فى العادة الى منحنيات اعتدالية .

(٣) أن البيانات التى يتحكم فيها منطق التوزيع الاعتدالى يمكن التعامل معها بالطرق الاحصائية الشائعة والمعتادة والتى لاتنطبق على سواها.

ومع ذلك نلاحظ أنه فى بعض الأغراض نفضل الصور الأخرى للتوزيع التكرارى . وهنا لابد أن نؤكد هذه الحقيقة المتضمنة فى حديثنا السابق وهى أن " المنحنى الاعتدالى " تعبير رياضى أكثر منه سيكولوجى أو اجتماعى أو تربوى ، ويتطلب هذا أن نستبعد بعض المفاهيم الخاطئة التى قد توحى بها كلمة " اعتدالى " أو "معيارى". فلايوجد شىء غير عادى فى التوزيعات الأخرى للخصائص السلوكية . كما أن هناك طرق احصائية ملائمة تتعامل مع هذه الأحوال ، وبالتالى فان الحجة الثالثة من بين الحجج السابقة لم تعد لها قيمة فى وقتنا الحاضر .

وبالاضافة الى ذلك فان بعض الاختبارات لاتتضمن فى ذاتها افتراض " المنحنى الاعتدالى " هذا ، ومن ذلك اختبارات الاتقان واختبارات التشخيص والاختبارات المنسوبة الى المحك والاختبارات القبلية (التى تستخدم فى المنهج التجريبى قبل المعالجة) ، ففى هذه الأحوال نحصل على المعلومات التى نريدها حتى ولو حصل جميع الأفراد على صفر أو على الدرجة الكلية . ولايصلح فرض " المنحنى الاعتدالى " الا مع الاختبارات التى تسعى للتمييز بين " مستويات " الأفراد المختلفة ، ولذلك لاتتضمن هذه الاختبارات أسئلة كثيرة يجيب عليها الجميع أو لايجيب عليها الجميع لأن مثل هذه الأسئلة لاتميز بين الأفراد .

وهكذا لايعد التوزيع الاعتدالى للفروق الفردية توزيعا حتميا ، وانما هو أقرب الى احتمال الحدوث حين تكون الخصائص أقرب فى طبيعتها وفى العوامل التى تؤثر فيها الى النشاط العشوائى وعوامل المصادفة ،أى تخرج عن نطاق التحكم ، ولذلك فاننا نتوقع للاستعدادات العقلية مثلا ـ بسبب تعدد عواملها وتعقدها وتشابكها ـ أن تعطى توزيعا أقرب الى التوزيع الاعتدالى . أما التحصيل المدرسى فلأنه نشاط مقصود منظم يمكن التحكم فيه وتوجيهه لانستطيع القول أن قوانين المصادفة والعشوائية تنطبق عليه . ولهذا فان توزيع درجات مقاييس

التحصيل لابد أن ينحرف عن الاعتدالية . بل اننا قد نصف جهودنا التربوية بالفشل اذا اقترب توزيع الفروق الفردية فى التحصيل الى نموذج المنحنى الاعتدالى ، وكذلك الشأن فى كثير من الخصائص الاجتماعية .

وهكذا حين تطبق مقاييس النسبة أو المسافة على عدد كبير من الحالات بحيث يكون هذا العدد عينة عشوائية ممثلة للأصل الاحصائى الكلى ، وكانت افتراضات الاعتدالية تنطبق أيضا على كل من الخاصية المقيسة والمقياس المستخدم فاننا نحصل على التوزيع الاعتدالى ، واذا اختل شرط أو أكثر من هذه الشروط فاننا نحصل على أى نوع آخر من التوزيعات غير التوزيع الاعتدالى .

تحويل التوزيع التكرارى الامبريقى الى الصورة الاعتدالية :

المنحنى الاعتدالى هو نموذج رياضى له صفة العمومية والتجريد ، وهو بذلك يصلح لفهم جميع التوزيعات التكرارية الامبريقية التى تقترب منه ، وكنموذج عام مجرد لابد أن تكون لغته صالحة لهذا الغرض .ولعلنا نذكر أن المنحنى الاعتدالى باعتباره من نوع المنحنيات التى تعبر عن التوزيعات الامبريقية له محوران أحدهما هو المحور الأفقى (س)ويدل دائما على الدرجات أو قيم المقياس ، وثانيهما هو المحور الرأسى (ص) ويدل دائما على التكرار . أما المساحة المحصورة بينهما فتشمل العدد الكلى للأفراد فى العينة .

ولكننا نعلم أن التوزيعات التكرارية الامبريقية تتفاوت فى مدى لانهاية له من القيم التى يعبر عنها هذان المحوران . فقيم الدرجات تختلف بالطبع من مقياس لآخر ، بل تختلف بالنسبة للمقياس الواحد من عينة لأخرى ، وهذا هو أيضا الشأن فى عدد الحالات أو التكرار، وكذلك المساحة المحصورة بين المحورين .

كيف يمكن للمنحنى الاعتدالى أن يتعامل مع هذا التنوع اللانهائى فى قيم المحورين ؟ للاجابة على هذا السؤال لابد من البحث عن حل عام يؤدى الى تحويل درجات المقاييس وتكرارات الأفراد ومساحة المنحنى الى " قيم مطلقة " تقبل المقارنة بين مختلف المقاييس والعينات وتم الوصول الى هذا الحل على النحو الآتى :

(١) تحويل الدرجات الخام فى المقاييس الى درجات معيارية :

آشرنا فى الفصل الثامن الى مفهوم الدرجة المعيارية وآهميته • ولعلك تذكر أن المعادلة الأساسية لحساب الدرجة المعيارية هى :

$$ذ = \frac{س - م}{ع} = \frac{ح}{ع}$$

وبهذه الطريقة يتحول المقياس الى مسافات متساوية عبارة عن وحدات أو أجزاء من الانحراف المعيارى •

وترجع أهمية استخدام الدرجات المعيارية كوحدات للقياس فى المنحنى الاعتدالى الى أنها تتسم بخاصيتين هامتين : أولاهما أن متوسطها فى جميع الحالات صفر ، وثانيهما أن انحرافها المعيارى ، فى جميع الحالات أيضا ، هو الواحد الصحيح • ولكى نوضح هاتين الخاصتين الرياضيتين فى الدرجات المعيارية ، اليك المثال الموضح فى الجدول رقم (٣٣) وهو يبين الدرجات الخام فى الوزن لعينة مؤلفة من ٢٠ مفحوصا ، وكذلك الدرجات الخام فى اختبار للقراءة لعينة مؤلفة من ١٠ مفحوصين ، وتحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية فى الحالتين ، ثم متوسط الدرجات المعيارية وانحرافها المعيارى فى الحالتين أيضا • لعلك لاحظت أنه على الرغم من اختلاف المقاييس والعينات كان متوسط الدرجات المعيارية صفرا ، وانحرافها المعيارى هو الواحد الصحيح •

جدول (٣٣) الدرجات الخام والدرجات المعيارية لمقياسين أحدهما للوزن بالكيلو جرام (س ١) وثانيهما للقدرة على القراءة (س ٢)

العينة الأولى (بالكيلو جرام)		
الأفراد	س ١	ذ ١
أ	٧٢	+ ٢ر٣٦
ب	٧٠	+ ١ر٢٤
ج	٧٠	+ ١ر٢٤
د	٧٠	+ ١ر٢٤
هـ	٦٩	+ ر٦٧
و	٦٩	+ ر٦٧
ز	٦٨	+ ر١١
ح	٦٨	+ ر١١
ط	٦٨	+ ر١١
ى	٦٨	+ ر١١
ك	٦٧	− ر٤٥
ل	٦٧	− ر٤٥
م	٦٧	− ر٤٥
ن	٦٧	− ر٤٥
س	٦٧	− ر٤٥
ع	٦٧	− ر٤٥
ف	٦٦	− ١ر٠١
ص	٦٦	− ١ر٠١
ق	٦٦	− ١ر٠١
ر	٦٤	− ٢ر١٤
ن = ٢٠	م س١ = ٦٧ر٧٠ ع س١ = ١ر٧٨	م ذ١ = صفر ع ذ١ = ١

العينة الثانية (مقياس القراءة)		
الأفراد	س ٢	ذ ٢
أ	١	− ١ر٣
ب	٢	− ١ر٢
ج	٤	− ر٩
د	٥	− ر٧
هـ	٦	− ر٦
و	١٢	+ ر٢
ز	١٤	+ ر٦
ح	١٧	+ ١ر٠
ط	١٩	+ ١ر٣
ى	٢٠	+ ١ر٥
ن = ١٠	م س٢ = ١٠ ع س٢ = ٦ر٨٧	م ذ٢ = صفر ع ذ٢ = ١

وهكذا تعد الدرجات المعيارية من نوع المقاييس التى تفيد فى أغراض المقارنة المطلقة بصرف النظر عن البيانات الامبريقية الأصلية ، ولهذا فان المنحنى الاعتدالى لايتعامل مع هذه البيانات التجريبية ، وانما يستخدم لغة موحدة للتعامل مع جميع المقاييس من مختلف الأنواع هى لغة الدرجة المعيارية ، وينقسم محوره الأفقى (س) بالفعل الى وحدات من هذه الدرجات المعيارية ٠

(٢) تحويل التكرار الامبريقى الى تكرار نسبى (ارتفاع) :

التكرار النسبى لكل درجة من درجا المقياس (أوفئة من هذه الدرجات) هو ناتج قسمة التكرار الامبريقى لهذه الدرجة على المجموع الكلى للتكرارات (ن) على النحو الآتى :

$$ك َ = \frac{ك}{ن}$$

حيث يدل الرمز (كَ) على التكرار النسبى و (ك) على التكرار الامبريقى ٠ وينتج عن ذلك تحويل التكرار الى كسر عشرى يمثل الجزء الذى يحتله من مجموع التكرارات ، وبالطبع مادامت جميع التكرارات الامبريقية فى توزيع معين قد تحولت الى تكرارات نسبية فان مجموعها فى جميع الحالات يساوى الواحد الصحيح ، وبهذه الطريقة يمكن المقارنة بين جميع التكرارات الامبريقية من مختلف العينات ٠ ويوضح الجدول رقم (٣٤) توزيعين تكراريين بعد تحويلهما الى توزيعين نسبيين ٠

جدول (٣٤) توزيعان تكراريان محولان الى توزيعين نسبيين

فئات الدرجات	$ك_1$	$ك'_1$	$ك_2$	$ك'_2$
٢٠ – ٢٤	٤	٠١٦ر	١	٠٠٧ر
٢٥ – ٢٩	١٠	٠٤٠ر	١٤	٠٩٣ر
٣٠ – ٣٤	١٤	٠٥٦ر	٢٠	١٣٣ر
٣٥ – ٣٩	١٩	٠٧٦ر	١٩	١٢٧ر
٤٠ – ٤٤	٣٢	١٢٨ر	٢١	١٤٠ر
٤٥ – ٤٩	٣١	١٢٤ر	١٣	٠٨٧ر
٥٠ – ٥٤	٤٠	١٦٠ر	٣١	٢٠٧ر
٥٥ – ٥٩	٢٨	١١٢ر	١٢	٠٨٠ر
٦٠ – ٦٤	٢٠	٠٨٠ر	٥	٠٣٣ر
٦٥ – ٦٩	١٩	٠٧٦ر	٧	٠٤٧ر
٧٠ – ٧٤	١٥	٠٦٠ر	٢	٠١٢ر
٧٥ – ٧٩	١٠	٠٤٠ر	١	٠٠٧ر
٨٠ – ٨٤	٥	٠٢٠ر	١	٠٠٧ر
٨٥ – ٨٩	١	٠٠٤ر	٠	٠٠٠ر
٩٠ – ٩٤	٢	٠٠٨ر	٣	٠٢٠ر
	$ن_1$ = ٢٥٠	مج $ك'_1$ = ٠٠٠ر١	$ن_2$ = ١٥٠	مج $ك'_2$ = ٠٠٠ر١

ولعلك لاحظت أن مجموع التكرار النسبى فى الحالتين هو الواحد الصحيح .

ويسمى التكرار النسبى فى المنحنى الاعتدالى بالارتفاع ويرمز له بالحرف (ى) ، وهو يدل على التكرارات النسبية للدرجات المعيارية التى تؤلف وحدات القياس فى هذا المنحنى . وحيث أن مجموع التكرارات النسبية فى جميع الحالات يساوى الواحد الصحيح فان مجموع ارتفاعات

المنحنى الاعتدالى (وهى تكراراته النسبية المعيارية) يساوى أيضا هذا المقدار ، وعلى ذلك فانه فى المنحنى الاعتدالى يمكن القول أن ن = ١ .

وتتوافر للباحث جداول احصائية تحدد له الارتفاعات المتوقعة (التكرارات النسبية المعيارية) عند كل درجة معيارية .وقد حسبت هذه الارتفاعات بالمعادلة الآتية :

$$\text{ي} = \left[\frac{\text{ن}}{\text{ع}\sqrt{٢\,\text{ط}}}\right] \times \left[\text{هـ}\right]^{\frac{-\text{ح}^{٢}}{٢\,\text{ع}^{٢}}}$$

حيث تدل الرموز على مايلى :

ي = الارتفاع أو التكرار النسبى فى المنحنى عندالدرجة الخام التى انحرافها عن المتوسط = ح

ن = عدد الأفراد وهو يساوى عدد الدرجات .

ط = النسبة التقريبية وتساوى ٣٫١٤١٦ تقريبا .

هـ = الأساس الطبيعى للوغاريتم (لوغاريتم نابيير) ويساوى ٢٫٧١٨ تقريبا .

ح = انحراف الدرجة عن المتوسط .

ع = الانحراف المعيارى للتوزيع .

وعندما يصبح المنحنى اعتداليا فان درجاته تصبح كما قلنا من نوع الدرجات المعيارية ، وحينئذ يتسم بالخصائص الآتية :

م = صفر
ع = ١
ن = ١

وحينئذ تتحول المعادلة السابقة الى الصورة المختصرة الآتيـة :

$$\text{ى} = \left[\frac{1}{\sqrt{\text{٢ ط}}}\right] \times \left[\text{هـ}\right]^{-\frac{\text{د}^{\text{٢}}}{\text{٢}}}$$

$$\text{أو ى} = \left[\frac{1}{\sqrt{\text{٢×٣ر١٤١٦}}}\right] \times \left[\text{٢ر٧}\right]^{-\frac{\text{د}^{\text{٢}}}{\text{٢}}}$$

$$= \left[\frac{1}{\text{٢ر٥٠٦٦}}\right] \times \left[\text{٢ر٧١٨}\right]^{-\frac{\text{د}^{\text{٢}}}{\text{٢}}}$$

$$= \text{٣٩٨٩ر} \times \left[\text{٢ر٧١٨}\right]^{-\frac{\text{د}^{\text{٢}}}{\text{٢}}}$$

وقد استخدم الباحثون هذه المعادلة فى حساب ارتفاعات المنحنى الاعتدالى الواردة فى الجداول الاحصائية (راجع الجدول رقم ٣ فـى الجداول الاحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الأخرى للدكتور فؤاد البهى السيد وكذلك الملحق رقم (٢) من هذا الكتاب ويوضح الجدول رقم (٣٥) بضعة أمثلة للارتفاعات الاعتدالية المقابلة لدرجات معيارية معينة وهنا تجب الاشارة الى أن هذه الارتفاعات لاتختلف باختلاف الاشارة الجبرية للدرجة المعيارية لأن المنحنى الاعتدالى منتظم فى تماثله .

جدول (٣٥) أمثلة للارتفاعات الاعتدالية عند بعض الدرجات المعيارية

الدرجة المعيارية (د)	الارتفاع (ى)	الدرجة المعيارية (د)	الارتفاع (ى)
صفر	٣٩٨٩ر	١ر٢٠	١٩٤٢ر
٥٠ر	٣٠٨٥ر	٢ر٣٥	٠٢٥٢ر
١ر٠٠	٢٤٢٠ر	٤ر٠٠	٠٠٠١ر

(٣) تحويل مجموع التكرارات الى مساحة فى المنحنى الاعتدالى :

أشرنا الى أن مجموع تكرارات المنحنى الاعتدالى باعتباره مجموع تكرارات نسبية يساوى الواحد الصحيح ، أى أن ن = ١ . ويمكن التعبير عن ذلك بلغة أخرى بالقول أن مساحة المنحنى الاعتدالى (التى تدل بالطبع على مجموع الحالات) يساوى الواحد الصحيح أيضا ، وعلى ذلك فان أى مساحة محصورة بين نقطتين فى المقياس ، أى بين درجتين معياريتين تدل على جزء من هذه المساحة الكلية ، وتكون فى هذه الحالة عبارة عن كسر عشرى من الواحد الصحيح .

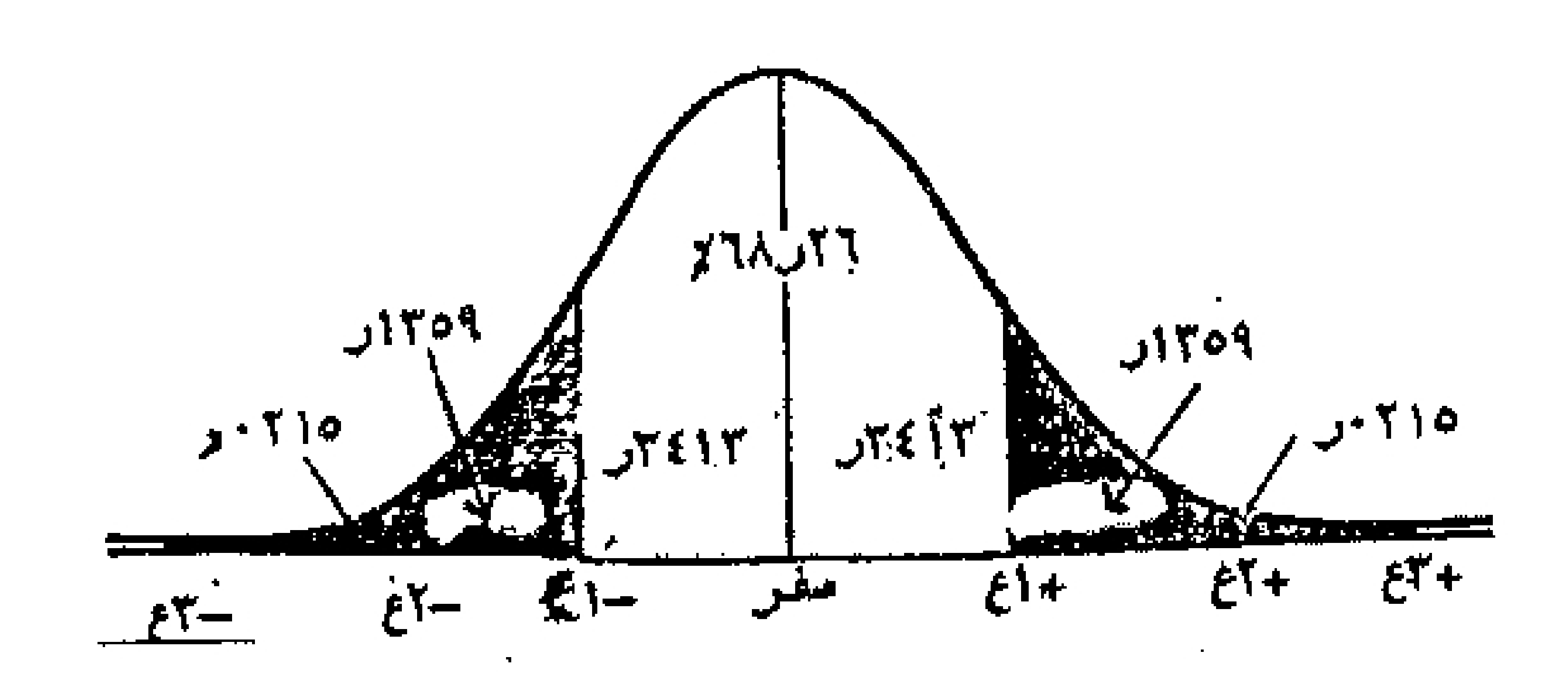
وقد حسبت مساحات المنحنى الاعتدالى لتحقيق أهداف مختلفة نذكر منها :

(١) المساحة التى تقع أدنى من درجة معيارية معينة (وتسمى المساحة الصغرى فى حالة الدرجات المعيارية السالبة والمساحة الكبرى فى حالة الدرجات المعيارية الموجبة) .

(٢) المساحة التى تقع أعلى من نفس الدرجة المعيارية المختارة (وتسمى بالطبع المساحة الكبرى فى حالة الدرجات المعيارية السالبة والمساحة الصغرى فى حالة الدرجات المعيارية السالبة) .

(٣) المساحة المحصورة بين المتوسط ودرجة معيارية معينة . (ويمكن للقارئ مراجعة الجدول رقم ٤ فى الجداول الاحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الذى أعدها الدكتور/فؤاد البهى السيد والملحق رقم ٢ من هذا الكتاب) .

ويوضح الشكل رقم (٣٨) أمثلة لاستخدام المساحات فى هذه الأغراض .



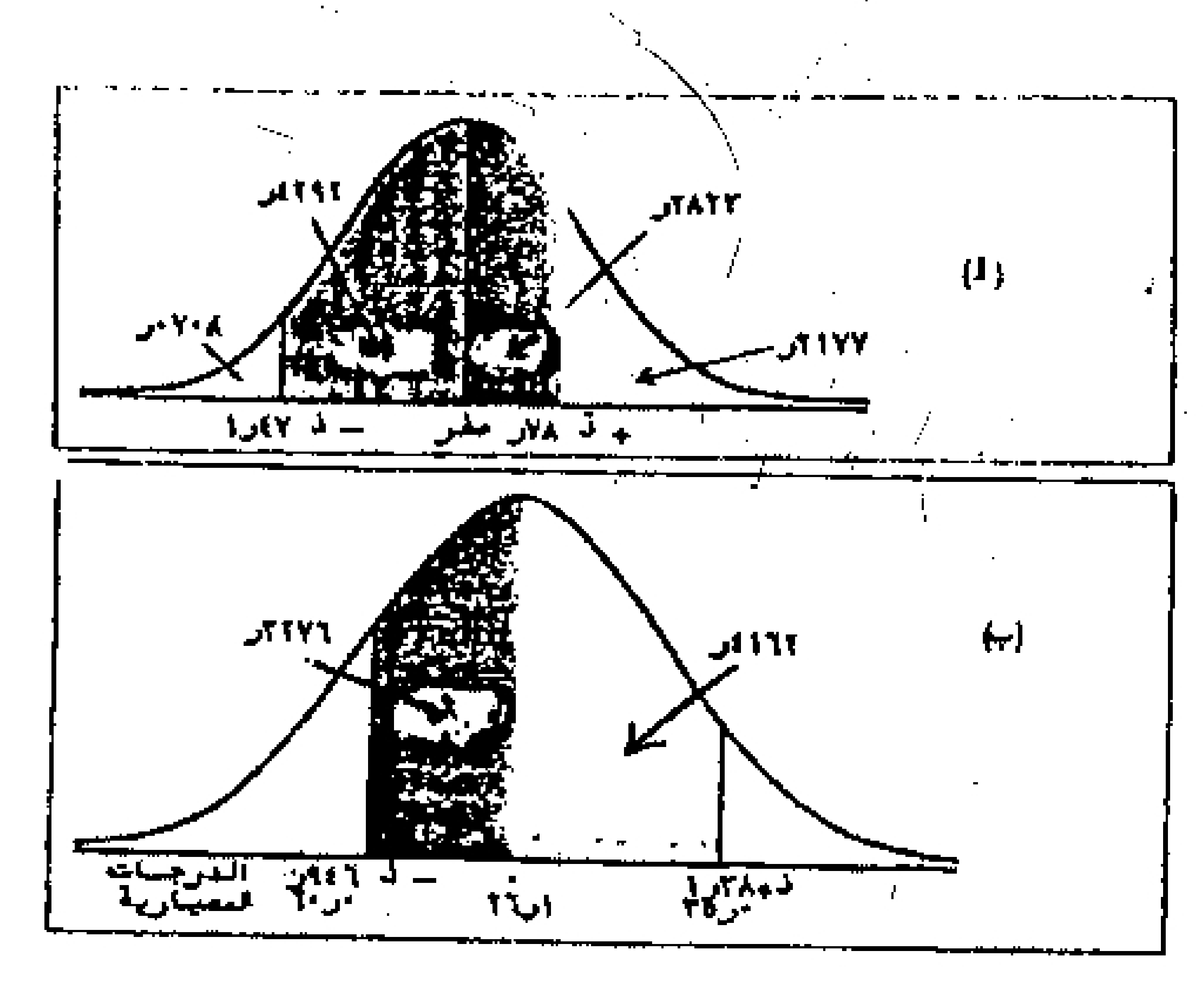
الشكل (٣٨) أمثلة لمساحات المنحنى الاعتدالى عند درجات معيارية معينة

ويوضح الجدول رقم (٣٦) أمثلة لهذه المساحات عند درجات معيارية معينة .

جدول (٣٦) أمثلة لمساحات المنحنى الاعتدالى

الدرجة المعيارة (ذ)	المساحة التى تقع أدنى من (ذ)	المساحة التى تقع أعلى من (ذ)	المساحة المحصورة بين المتوسط و(ذ)
صفر	٥٠٠٠ر	٥٠٠٠ر	٠٠٠٠ر
١ر٠٠	٨٤١٣٠ر	١٥٨٧٠ر	٣٤١٣ر
١ر١٥	٨٧٤٩٠ر	٢٠٥٩٠ر	٣٧٤٩ر
٢ر٠٠	٩٨١٧٠ر	٠١٨٣٠ر	٤٧٧٢ر
٢ر١٠	٩٩٩٠٣ر	٠٠٠٩٧ر	٤٩٩٠ر
٤ر٠٠	٩٩٩٩٧ر	٠٠٠٠٣ر	٤٩٩٧ر

وفى ضوء فكرة المساحات توصل الباحثون الى تقدير نسبة الحالات التى تقع بين كل نقطة معيارية (درجة معيارية) فى المقياس وأخرى كما يمثلها الشكل رقم(٣٩أ) أما الشكل (٣٩ ب) فيمثل هذه المساحات لدرجات معيارية محسوبة لمقياس متوسطه ١ر٢٦ وانحرافه المعيارى ٤٥ر٦ .



الشكل (٢٩) نسب الحالات التى تقع بين كل درجة معيارية وأخرى فى منحنى التوزيع الاعتدالى

والسؤال الآن : كيف يمكن تحويل مساحة منحنى التوزيع الامبريقى الى مساحة اعتدالية ؟

تعتمد فكرة مساحة منحنى التوزيع الامبريقى على فكرة رئيسية هى التوزيع المتجمع (الصاعد أو الهابط)* ، وفيه يتحدد عدد الأفراد الذين يحصلون على درجات لاتزيد عن درجة معينة (فى حالة التوزيع المتجمع الصاعد) أو لاتقل عنها (فى حالة التوزيع المتجمع الهابط) . فاذا تم تحويل هذا التوزيع المتجمع الى توزيع متجمع نسبى أصبح مساحة اعتدالية مقدارها الواحد الصحيح ، وهو مجموع التكرارات النسبية كما بينا من قبل .ويوضح الجدول (٣٦) طريقة حساب التكرار المتجمع وتحويله الى تكرار متجمع نسبى لعينتين من الأفراد ، معتمدين على فكرة التجمع الصاعد، حيث تدل الرموز على مايلى :

* سوف يزداد معنى التكرار المتجمع وضوحا فى الباب الثالث من هذا الكتاب عند تناول بيانات مقاييس الرتبة .

ك = التكـــرار

$ك_ج$ = التكرار المتجمع

$ك'_ح$ = التكرار المتجمع النسبى

جدول (٣٦) حساب التكرار المتجمع الصاعد الامبريقى والتكرار المتجمع النسبـــى

الفئـــات	العينة الأولــى			العينة الثانيــة		
	$ك_١$	$ك_{١ج}$	$ك'_{١ج}$	$ك_٢$	$ك_{٢ج}$	$ك'_{٢ج}$
١٠ – ١٤	٢	٢	٠٤ر	٣	٣	٠٢ر
١٥ – ١٩	٨	١٠	٢٠ر	٥	٨	٠٧ر
٢٠ – ٢٤	٦	١٦	٣٢ر	٨	١٦	١٣ر
٢٥ – ٢٩	١٢	٢٨	٥٦ر	١٢	٢٨	٢٣ر
٣٠ – ٣٤	٧	٣٥	٧٠ر	١٥	٤٣	٣٦ر
٣٥ – ٣٩	٦	٤١	٨٢ر	٣٢	٧٥	٦٣ر
٤٠ – ٤٤	٤	٤٥	٩٠ر	٢٣	٩٨	٨٢ر
٤٥ – ٤٩	٣	٤٨	٩٦ر	١٤	١١٢	٩٣ر
٥٠ – ٥٤	١	٤٩	٩٨ر	٦	١١٨	٩٨ر
٥٥ – ٥٩	١	٥٠	١ر٠٠	٢	١٢٠	١ر٠٠
	$ن_١$ = ٥٠			١٢٠		

<u>طرق تحويل التوزيع الامبريقى الى توزيع اعتدالـــى :</u>

يمكن تحويل التوزيع الامبريقى الى توزيع اعتدالى بطريقتيـــن احداهما تعتمد على فكرة الارتفاعات (التكرارات النسبية) والأخـرى تعتمد على المساحات (التكرارات المتجمعة النسبيـة) وفيما يلـى توضيح لكل منهمـــا :

(١) تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالي باستخدام الارتفاعات :

تتلخص مهمة الباحث هنا في تحويل الارتفاعات في المنحنى الاعتدالي الى تكرار يمثل التوزيع التكراري الامبريقي بمتوسطه الحقيقي وانحرافه المعياري الفعلي وعدد درجاته أو حالاته في التوزيع . وبعبارة أخرى تكون مهمة الباحث تحويل التوزيع التكراري الامبريقي الى توزيع اعتدالي له نفس قيم الانحراف المعياري والمتوسط وعدد الحالات التي هي للتوزيع التكراري الامبريقي .

وتتلخص خطوات تحويل التوزيع الامبريقي الى التوزيع الاعتدالي فيمايلي :

(١) حساب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري الامبريقي .

(٢) حساب الانحراف المعياري لهذا التوزيع .

(٣) حساب انحرافات درجات هذا التوزيع من متوسطها .

(٤) تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية وذلك بقسمة الانحرافات عن المتوسط على الانحراف المعياري للتوزيع .

(٥) الحصول على الارتفاعات المقابلة لهذه الدرجات المعيارية في التوزيع الاعتدالي وذلك باستخراجها مباشرة من الجداول الاحصائية ، ولايهم هنا الاشارة الجبرية للدرجة المعيارية . فكل مايعنينا هنا هو موقع الدرجة المعيارية على الاحداثي السيني في المنحنى الاعتدالي . ولعلنا نتذكر أن الاشارة الجبرية السالبة تدل على أن الارتفاع يقع على يسار المتوسط والاشارة الجبرية الموجبة تدل على أن الارتفاع يقع على يمين المتوسط ولاتؤثر الاشارات الجبرية في قيمة الارتفاع في ذاته .

وتدل الارتفاعات هذه على تكرارات نسبية كما تمثل تكرار المنحنى الاعتدالي الذي يساوي مجموع تكراره (مساحته) واحدا صحيحا وانحرافه المعياري واحدا صحيحا أيضا ومتوسطه صفرا .

(٦) تحويل هذه الارتفاعات الى تكرار التوزيع الامبريقى الذى نحسب له أقرب صورة اعتدالية وذلك على النحو التالـــى :

(أ) نحصل على مقدار ثابت هــو :

$$\text{المقدار الثابت} = \frac{\text{مجموع التكرار الامبريقى}}{\text{الانحراف المعيـــارى}} \times \text{مدى الفئة}$$

أو $\text{ث} = \frac{\text{ن}}{\text{ع}} \times \text{ف}$

(ب) نحول التكرارات الامبريقية للفئات المختلفة الى تكرارات معدلة كما يلـى :

التكرار المعدل للفئة = ارتفاع الفئة × المقدار الثابت .

أو $\text{ك}' = \text{ى} \times \text{ث}$

(٧) يجب فى حساب التكرارات المعدلة للفئات أن يضيف الباحث الــى التوزيع الامبريقى فئة قبل الفئة الأولى تكرارها الامبريقى صفر بالطبع وفئة أخرى بعد الفئة الأخيرة تكرارها الامبريقى صفــر أيضا حتى تقترب من التوزيع الاعتدالى الذى يمتد نظريـــا الى مالانهاية أى من $-\infty$ الى $+\infty$.

(٨) يجب أن يساوى مجموع التكرار الامبريقى مجموع التكرار الاعتدالى وأن يكون الفرق بينهما ان وجد ضئيلا جدا يعود فى جوهره الــى التقريب وبالتالى يمكن تجاوزه . ويوضح الجدول رقم (٣٧) مثـــال على الخطوات السابقة حيث تعامل التكرارات المتجمعة النسبيـــة على أنها مساحات كبرى (أو صغرى) فى المنحنى الاعتدالى ثـــم نحصل من الجداول الاحصائية مباشرة على الدرجات المعياريـــة المقابلة لهـــا .

جدول(٤٠)تحويل التكرار الامبريقى الى تكرار اعتدالى باستخدام الارتفاعات

فئات الدرجات	ك	ص(*)	ح(***)	ذ(****)	ى	ك'(*****)
(٢٠ – ٢٩)*	صفر	(٢٥)	(-٥٢)	– ٢ر٢١	ر٠٤	٤ر٤٢
٣٠ – ٣٩	١٦	٣٥	-٤٢	– ١ر٨٩	ر٠٨	٨ر٨٥
٤٠ – ٤٩	٢٢	٤٥	-٣٢	– ١ر٣٦	ر١٦	١٧ر٧٠
٥٠ – ٥٩	٢٧	٥٥	-٢٢	– ر٩٣	ر٢٦	٢٨ر٨٢
٦٠ – ٦٩	٣٥	٦٥	-١٢	– ر٥١	ر٣٥	٣٨ر٧٢
٧٠ – ٧٩	٤٥	٧٥	-٢	– ر٠٩	ر٤٠	٤٤ر٢٤
٨٠ – ٨٩	٤٢	٨٥	٨	+ ر٣٤	ر٣٨	٤٢ر٠٣
٩٠ – ٩٩	٢٨	٩٥	١٨	+ ر٧٧	ر٣٠	٣٣ر١٨
١٠٠ – ١٠٩	١٩	١٠٥	٢٨	+ ١ر١٩	ر٢٠	٢٢ر١٢
١١٠ – ١١٩	١٤	١١٥	٣٨	+ ١ر٦٢	ر١١	١٢ر١٧
١٢٠ – ١٢٩	١٢	١٢٥	٤٨	+ ٢ر٠٤	ر٠٥	٥ر٠٣
(١٣٠ – ١٣٩)*	صفر	(١٣٥)	(٥٨)	+ ٢ر٤٧	ر٠٢	٢ر٢١
	ن=٢٦٠					مجـ ك' = ٢٥٩ر٩٩

(*) فئة مضافة للحصول على قيم لانهائية فى التوزيع الاعتدالـــى .
(**) تعامل ص (منتصف الفئة) على أنها تمثل (س) أى الدرجة الخام لكل فئة .
(***) تم حساب المتوسط وبلـــغ م = ٧٧ .
(****) تم حساب الانحراف المعيارى وبلغ ع = ٢٣ر٥
(*****) المقدار الثابت = $\frac{٢٦٠}{٢٣ر٥}$ × ١٠ = ١١٠ر٦٤

(٢) تحويل التوزيع الامبريقى الى توزيع اعتدالى باستخدام المساحات :

حيث أن المساحات فى المنحنى الاعتدالى تدل على تكرار متجمـــع نسبى فاننا نستطيع الاستعانة بذلك فى تحويل التكرار الامبريقى الـــى تكرار متجمع نسبى . ثم نستعين بهذا التحويل فى معرفة الدرجـــــات المعيارية المقابلة لهذا التكرار الجديد .

ويوضح الجدول رقم (٣٨) التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الصاعد النسبى والدرجات المعيارية المقابلة لكل تكرار نسبى .

جدول (٣٨) تحويل التكرار الامبريقى الى توزيع اعتدالى باستخدام المساحات

الفئات	ك	التكرار المتجمع الصاعد	التكرار المتجمع النسبى	د
١١ – ١٣	١	١	٠٢ر	٠٥ر٢
١٤ – ١٦	٣	٤	١٠ر	– ٢٨ر١
١٧ – ١٩	٢	٦	١٤ر	– ٠٨ر١
٢٠ – ٢٢	٥	١١	٢٦ر	– ٦٤ر
٢٣ – ٢٥	٥	١٦	٣٨ر	– ٣١ر
٢٦ – ٢٨	٤	٢٠	٤٨ر	– ٠٥ر
٢٩ – ٣١	٧	٢٧	٦٤ر	+ ٣٦ر
٣٢ – ٣٤	٥	٣٢	٧٦ر	+ ٧١ر
٣٥ – ٣٧	٦	٣٨	٩٠ر	+ ٠٨ر١
٣٨ – ٤٠	٢	٤٠	٩٥ر	+ ٦٤ر١
٤١ – ٤٣	١	٤١	٩٨ر	+ ٠٥ر٢
٤٤ – ٤٦	٠	٤١	٩٨ر	+ ٠٥ر٢
٤٧ – ٤٩	١	٤٢	٠٠ر١	
	٤٢			

ويمكن الاعتماد على الدرجات المعيارية التى حصلنا عليها فى هذا الجدول فى تحويل التوزيع الامبريقى الى توزيع اعتدالى باستخدام الخطوات التى تتلو الحصول على الدرجة المعيارية فى الطريقة السابقة .

كيف يمكن الحكم على اعتدالية التوزيع ؟

يمكن للباحث السير فى اجراءات تحويل التوزيع الامبريقى الى التوزيع الاعتدالى حسب الخطوات السابقة ، بعدها يختبر فروض الاعتدالية باستخدام بعض طرق الاحصاء الاستدلالى التى سنتناولها فيما بعد (أشهرها كا[٢]) . الا أنه أحيانا قد يعتمد على الحكم الانطباعى على التوزيع من خلال الشكل العام له ، وهذه الطريقة لاتكون مأمونة العواقب الا اذا كان التوزيع الامبريقى لاينحرف بالفعل عن الاعتدالية انحرافا شديدا .

الا أن الشائع اختبار خاصتين هامتين تحددان مدى اقتراب التوزيع أو ابتعاده عن الاعتدالية وهما الالتواء والتفرطح. وتتوافر طرق متعددة لهذا الاختبار (أشهرها الاعتماد على المقاييس المختلفة للنزعة المركزية والتشتت) سنشير اليها فيما بعد. الا أننا نذكر هنا الطريقة المباشرة والتى تتلخص فيما يلى :

(١) حساب الالتواء على أنه متوسط مكعب الدرجات المعيارية (أى مرفوعة للأس الثالث)

$$\text{الالتواء} = \frac{\text{مجـ}\ د^{٣}}{ن}$$

فاذا كان التوزيع اعتداليا يكون الالتواء صفريا ، أما اذا كانت قيمته سالبة أو موجبة دل ذلك على أن التوزيع ملتويا فى الاتجاه المحدد ، وكلما زادت قيمة الالتواء دل ذلك على نقصان الانتظام فى التوزيع و الانحراف عن الاعتدالية .

(٢) حساب التفرطح على أنه متوسط الدرجات المعيارية مرفوعة للأس الرابع على النحو الآتى :

$$\text{التفرطح} = \frac{\text{مجـ}\ د^{٤}}{ن}$$

فاذا كان التوزيع اعتداليا يكون مقدار تفرطحه ٣ ، فاذا زاد مقدار التفرطح المحسوب على ذلك يكون التوزيع مدببا ، أما اذا قلت القيمة عن ذلك كان التوزيع مسطحا .

وبالطبع يصعب حساب الالتواء والتفرطح يدويا بهذه الطريقة ، ومن حسن الحظ أن كثيرا من برامج الاحصاء الوصفى المعدة لاستخدام الحاسوب (الكومبيوتر) تحسب كلا من الالتواء والتفرطح بطريقة روتينية .

الفصل الحادى عشر

مبادئ الاحصاء الاستدلالى: الخطأ المعيارى والدلالة الاحصائية

معنى الاحصاء الاستدلالى :

يهتم الاحصاء الاستدلالى فى جوهره بمسألة مدى اقتراب اجاباتنا الاحصائية (مثل المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط وغيرها) من الحقيقة . فعادة مايستخدم الباحثون العينات لتمثل الأصول الأكبر. والأصل من الوجهة الاحصائية هو أى مجموعة كلية محددة ، الا أننا بسبب كثير من الصعوبات العملية لانستطيع قياس الأصل ، بل قد يكون من غير الضرورى بل ومن ضياع الجهد أن نفعل ذلك . ولذلك نلجأ عادة الى فكرة العينة - التى تناولناها بالتفصيل فى الفصل الثالث . ومع ذلك قد نكون فى حاجة الى التعميم الذى يتعدى حدود العينة الى الأصول الكلية وذلك للوصول الى قرارات علمية تتعدى حدود الملاحظات التى يقوم بها الباحث فى وقت معين ومكان محدد ، أو اتخاذ قرارات عملية تنطبق على مجموعات أكبر من الأفراد أو الحالات .

وبالطبع نحن نستخدم القيم المحسوبة (المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى مثلا) لوصف خصائص عينات معينة ، فاذا أردنا أن نستخدم نفس القيم الاحصائية فى أغراض التعميم التى أشرنا اليها فيجب أن نحدد مدى المخاطرة التى نقوم بها اذا أخطأنا . وهذا مايهتم به فى الاحصاء الاستدلالى .

وعلى ذلك فلو أراد الباحث أن يجيب على سؤال حول ماهو العمر الذى تصدر فيه عن الطفل المصرى (الأصل الكلى) أول كلمة منطوقة وذلك من معرفته من دراسته على ١٠٠ طفل (عينة عشوائية ممثلة)* أن متوسط

* يقوم الاحصاء الاستدلالى فى جوهره على الافتراضين الأساسيين للعينة العشوائية وهما افتراض التمثيل للأصل الكلى وافتراض المصادفة ،وقد تناولناهما فى فى الفصل الثالث.وأى افتراضات أخرى غير ذلك تتضمن أنواعا غير معروفة من التحيزات لايمكن الاعتماد عليها فى حساب الخطأ المعيارى (الذى هو فى جوهره خطأ العينات) .

العمر المحسوب من هذه العينة هو ٤٠ أسبوعا ؟ الاجابة على السؤال تدخل فى صميم الاحصاء الاستدلالى الذى هو فى جوهره استدلال استقرائى يعمم من الجزء (العينة) الى الكل (الأصل) .

ومعنى ذلك أننا حين نحصل على متوسط عينة قمنا بقياسها فى أحد الجوانب فاننا قبل أن نقول ان هذا المتوسط الذى حصلنا عليه يصف بالفعل متوسط الأصل الكلى الذى اشتقت منه فاننا فى حاجة الى أساس يؤكد لنا أنه لاينحرف (لايختلف) كثيرا عن متوسط الأصل الكلى. ولحسن الحظ يتوافر لنا مفهوم احصائى يفيد فى اعطائنا معطيات عن مدى اختلاف المتوسط المحسوب مثلا (متوسط العينة) عن متوسط الأصل اذا توافرت شروط معينة ،وهذا المفهوم الاحصائى الذى يفيد فى هذا الغرض هو الخطأ المعيارى ، والذى يحدد لنا مدى دقة القيم المحسوبة فى تقدير قيم الأصل الاحصائى الكلى العام .

البارامترات والاحصاءات :

يعتمد الاحصاء الاستدلالى فى جوهره على عملية المعاينة Sampling . واستخدام احصاء العينات يعتمد على توافر شروط معينة ـ تناولناها فى الفصل الثالث ـ واذا لم تتوافر فان الخطأ المعيارى ـ مهما استخدمنا الدقة فى حسابه ـ قد يؤدى بنا الى نتائج مضللة أو فى أحسن الأحوال يعطينا تقديرات يمكن منها اتخاذ قرارات واستنتاج نتائج دون يقين كامل بالطبع ، وانما بدرجات متفاوتة من هذا اليقين يمتد من الشك الكبير الى اليقين الكبير. وعلى الرغم من هذه الحدود التى يجب التنبيه اليها فى نظرية العينات الا أننا بدون العينة والاحصاء الاستدلالى المعتمد عليها نكاد نعجز عن الوصول الى نتائج تقبل التعميم ولها قيمة علمية أو عملية .

ونحب بادىء ذي بدء أن نحدد بعض المفاهيم . فكلمة الأصل الكلى هى ترجمتنا لكلمة Population . وفى كتب الاحصاء العربية

توجد ترجمات مختلفة لهذا المصطلح منها سكان ، مجتمع احصائي ، وغيرهما . وفكرة علم الاحصاء عن الأصل الكلى تختلف عن الفكرة الشائعة ،فهى لاتتضمن معنى العدد الكلى لسكان دولة أو مدينة أو منطقة جغرافية كما هو الحال فى التعداد ، وانما تتحدد هذه الكلمة فى البحوث الاحصائية عادة تحديدا اعتباطيا وذلك بتسمية وتعيين خصائص هذا الأصل الكلى النوعية . فقد يكون الطلاب الجدد بالتعليم الجامعى أو الطلاب الجدد باحدى الجامعات بل باحدى الكليات بل فى أحد الأقسام . وقد يكون الأطفال الذكور من ٦ سنوات فى محافظة معينة أو مدينة معينة أو قرية معينة أو حى معين . وقد يكون عدد المقيدين بجداول الانتخابات فى محافظات مصر أو احدى المحافظات أو احدى الدوائر . وفى جميع هذه الحالات وغيرها نجد أن الأصل هو جماعة من الناس . وقد يشمل بالطبع جماعات أو مجموعات من الحيوانات أو الأشياء أو النباتات أو الأفكار أو الكلمات أو أنماط السلوك أو الملاحظات أو الأخطاء . وفى اللغة الانجليزية تستعمل كلمة Population للأصول الكلية الاحصائية الانسانية وكلمة Universe للأصول الكلية الاحصائية غير الانسانية . الا أننا نفضل استخدام تعبير " أصل كلى " فى العربية ليشمل هذه الفئات جميعا . وبالطبع فان بعض الأصول قد يكون معروف الحجم (كتلاميذ احدى المدارس أو محتوى مقرر معين) والبعض الآخر قد تكون حدوده غير معلومة الحجم (كأطفال جمهورية مصر العربية ، أو جميع أساليب الأداء التى تظهر فى الذكاء). وبالطبع فان بعض الأصول التى تبدو غير معلومة يمكن عد وحداتها اذا توافر الوقت والجهد . الا أننا فى واقع الأمر لانستطيع ولهذا فان معظم الاحصاء الاستدلالى يقوم على افتراض عدم معلومية حجم الأصول .

وبالطبع اذا كان بامكاننا قياس جميع أفراد الأصل الكلى بحيث نستطيع فى الواقع حساب مؤشرات النزعة المركزية والتشتت (مثلا) لهذا الأصل كما نفعل مع العينات فاننا نحصل على مايسميه الاحصائيون البارامترات (المعلمات) Parameters . وبالطبع فان

بارامترات الأصل هذه لها وجودها سواء حسبناها أم لم نحسبها، وعادة مايرمز لمتوسط الأصل (كبارامتر) بالحرف اليونانى μ وللانحراف المعيارى للأصل بالحرف اليونانى σ . أما القيم المحسوبة من بيانات العينات فتسمى الاحصاءات (ومفردها احصاءة Statistic) وفى اللغة الانجليزية يشار الى متوسط العينة (كاحصاءة) بالحرف الرومانى M وللانحراف المعيارى للعينة (كاحصاءة أيضا) بالحروف الرومانى S . وسوف نستخدم فى هذا الكتاب بدائل لهذه الرموز باللغة العربية فى سياق الاحصاء الاستدلالى على النحو الآتى :

م = متوسط الأصل .
ع = الانحراف المعيارى للأصل .
م = متوسط العينة .
ع = الانحراف المعيارى للعينة .

ونحن نهدف من الاختيار الجيد للعينات ـ على النحو المبين فى الفصل الثالث ـ الى أن نصل الى احصاءات تقترب من البارامترات المقابلة لها اقترابا كبيرا . فمن الاحصاءات الملاحظة والمحسوبة قد نسعى الى الوصول الى استنتاجات عن البارامترات الاحصائية للأصل . فباستخدام مفهوم الخطأ المعيارى وغيره من مفاهيم احصاء العينات (أو الاحصاء الاستدلالى) يمكننا أن نقرر مدى انحراف احصاءاتنا المحسوبة عن البارامترات الاحصائية المقابلة لها .

مفهوم الخطأ المعيارى :

لنفرض أننا نتعامل مع أصل كلى أمكن تحديد متوسطه وانحرافه المعيارى ، وليكن ٥٠ ، ١٠ على التوالى ، فى المقياس الذى نستخدمه . وبالطبع نحن لانعلم هذه البارامترات الاحصائية عادة ،ولكن على سبيل التوضيح نفرض أن ذلك حدث بالفعل وحصلنا على القيم كما قلنا .

ولنفرض أيضا أننا اخترنا عينات عشوائية متعددة . من هذا الأصل

جميعها متساوية فى العدد وليكن ٢٥ ، بحيث تكون لكل عينة منها فرصة متكافئة للاختيار (أى أن معنى العشوائية يمكن تعميمه على العينات بنفس طريقة استخدامه مع الأفراد أو الحالات فى العينة الواحدة)فاننا سنجد أن متوسط كل عينة ستختلف عن متوسطات العينات الأخرى ، كما أنه سيختلف عن متوسط الأصل (أى ٥٠) . فاذا كان لدينا عدد من هذه العينات فاننا نستطيع أن نتعامل معها تماما كما نتعامل مع الحالات الفردية فى العينة الواحدة ونعد لها توزيعا تكراريا ويسمى توزيع العينات . ومثل هذا التوزيع تتوافر فيه خصائص التوزيع الاعتدالى وخاصة حين يكون التوزيع التكرارى للأصل ليس ملتويا أو مفرطحا بشكل خطير ، وأن عدد الأفراد فى كل عينة ليس صغيرا (العينة الصغيرة هى مايقل عن ٣٠) .

والتوزيع الاعتدالى للأفراد أو الحالات فى الأصل الكلى يؤدى الى حصولنا على توزيع اعتدالى للمتوسط وغيره من الاحصاءات التى نحسبها للعينات . وحتى ولو كان توزيع الأصل بعيدا عن الاعتدالية فان توزيع متوسطات العينات المشتقة منه يميل الى الاعتدالية الا اذا كانت العينات صغيرة جدا كما قلنا .

ويحتاج الباحث الى معرفة نوع توزيع احصاءات العينات لأن قدرتنا على الوصول الى الاستنتاجات التى تعرف فنيا بالاحصاء الاستدلالى تعتمد على ذلك وبدون هذه المعرفة فان كثيرا من النتائج العلمية التى نحصل عليها تظل غير حاسمة .

وفى تناول الباحث لتوزيع احصاءات العينات (كالمتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط) يهتم بتشتت هذه الاحصاءات . وسبب ذلك أن مقدار هذا التشتت يعطينا مؤشرا على مدى اختلاف احصاءات العينات هذه عن بارامترات الأصل.

ويدل الاختلاف الذى قد نلاحظه بين الاحصاءة (القيمة الاحصائية المحسوبة للعينة كالمتوسط أو الانحراف المعيارى) والبارامتر المقابل لها فى الأصل على خطأ فى التقدير ، ويمكن تقدير حجم هذا الخطأ بما يسمى الخطأ المعيارى Standard Error . وسوف يزداد المفهوم وضوحا من عرضنا للخطأ المعيارى للاحصاءات المختلفة التى سبق أن تناولناها فى الاحصاء الوصفى وهى المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط .

الخطأ المعيارى للمتوسط

لنبدأ بالمتوسط : اننا فى حاجة الى فهم تشتت متوسطات العينات فى هذا الاطار . وتحديد الى أى مدى تختلف هذه المتوسطات عن متوسط الأصل (البارامتر) . واذا كان لنا أن نستخدم متوسط العينة كتقدير لمتوسط الأصل فان أى انحراف لمتوسط العينة هذا عن متوسط الأصل يعد خطأ فى التقدير . ويفيدنا الخطأ المعيارى للمتوسط فى هذه الحالة فى تحديد حجم أخطاء التقدير هذه فى عينة بالذات ،وهو على هذا النحو يلعب بالنسبة للعينات نفس الدور وله نفس المعنى الذى للانحراف المعيارى بالنسبة للحالات الفردية فى العينة والواحدة .وهكذا يمكن تعريف الخطأ المعيارى للمتوسط كما يلى :

" الخطأ المعيارى للمتوسط هو الانحراف المعيارى لتوزيع متوسطات العينات " .

ولتمييز هذا الانحراف المعيارى عن النوع المعتاد الذى يحسب لكل عينة على حدة يسميه الاحصائيون الخطأ المعيارى . ولحساب الخطأ المعيارى للمتوسط على نحو مباشر نحن فى حاجة الى قيمتين أساسيتين هما : الانحراف المعيارى للأصل كمعلم ، وحجم العينة . ومع أننا لانعرف عادة الانحراف المعيارى للأصل بل يستحيل ، أو يندر حسابه ، الا أننا نستطيع تقديره كما سنبين فيما بعد .

ويمكن تقدير الخطأ المعياري للمتوسط المحسوب كاحصاءة من بارامتر احصائي معلوم للأصل الكلي بالمعادلة الآتية :

$$ع_م = \frac{ع}{\sqrt{ن}} \qquad (1)$$

حيث يدل الرمز $ع_م$ على الخطأ المعياري للمتوسط .

ع على الانحراف المعياري للأصل (البارامتر) .

ن على عدد الأفراد أو الحالات في العينة (وليس عدد المتوسطات في توزيع العينة) .

تدريب :

(احسب الخطأ المعياري لمتوسط عينة حجمها ٢٥٠ شخصا مشتقة من أصل احصائي انحرافه المعياري ١٠ ، الجواب = ٦٧ر) .

ومعنى ذلك أن الخطأ المعياري للمتوسط يتناسب طرديا مباشرة مع الانحراف المعياري للأصل ويتناسب عكسيا مع حجم العينة ، أو بلغة أدق مع الجذر التربيعي لحجم العينة . أي أنه حين يتشتت أفراد الأصل تشتتا واسعا فان متوسطات العينات المشتقة من هذا الأصل سوف تتشتت أيضا تشتتا واسعا . ولكننا حين نستخدم عددا كبيرا من الأفراد في كل عينة فان متوسطات العينات سوف تتشتت تشتتا أقل حول القيمة المركزية لها (أي متوسط هذه المتوسطات فعلا) . وحين يصل حجم العينة الى حجم الأصل فان انحراف متوسط العينة عن الأصل يصبح صفرا بالطبع . والخطأ المعياري لهذا المتوسط يصبح صفرا أيضا . بينما لو كان عدد الأفراد في العينة فردا واحدا فان الخطأ المعياري للمتوسط في هذه الحالة يصبح مساويا للانحراف المعياري للأصل تماما ، وبين هذه الطرفين توجد مقادير مختلفة من الخطأ المعياري حسب زيادة حجم العينة .

الا أن المعادلة السابقة تتطلب معرفة أحد بارامترات الأصل وهو انحرافه المعياري لحساب الخطأ المعياري للمتوسط . وهذا مستحيل في

معظم الحالات ، بل اننا لو عرفنا بارامترات الأصل نكون فى غنى كامل عن معرفة احصاءات العينة بالطبع .ولذلك فان من المعتاد الحصول على تقدير لهذا الخطأ المعيارى من احصاءات العينة المتاحة (المتوسط والانحراف المعيارى) .

(١) تقدير الخطأ المعيارى للمتوسط من معرفة الانحراف المعيارى للعينة :

اننا حين نصف العينة احصائيا عادة مانحصل على الانحراف المعيارى الى جانب المتوسط ، فاذا حصلنا علىهاتين الاحصاءتين يمكن تقدير الخطأ المعيارى للمتوسط بالمعادلة الآتية :

$$ع_م = \frac{ع}{\sqrt{ن - ١}} \qquad (٢)$$

حيث الرمز $ع_م$ = الخطأ المعيارى للمتوسط .
ع = الانحراف المعيارى للعينة .
ن = عدد الأفراد أو الحالات فى العينة .

ويرى بعض العلماء أنه لو كانت العينة كبيرة (ن = ٣٠ أوأكثر) يمكن أن تصبح المعادلة كما يلى :

$$ع_م = \frac{ع}{\sqrt{ن}} \qquad (٣)$$

والفرق بين المعادلتين ينبهنا الى حقيقة هامة هى أن الانحراف المعيارى المحسوب كاحصاءة للعينة هو تقدير متحيز للانحراف المعيارى لعينات من حجم معين، وكلما ازدادت العينات صغرا فى عددها كانت أكثر تحيزا . ويرى (Guilford & Fruchter, 1978) أنه لايوجد تغير مفاجىء ينشأ عن استخدام عينة حجمها ٣٠ حالة ولذلك فان كثيرا من الباحثين فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية يفضلون استخدام المعادلة رقم (٣)

مهما بلغ حجم العينات*، صحيح أن نتائج استخدام هذه المعادلة قد لا تتفق مع الطريقة الثانية التى سنشير اليها والتى يفضلها معظم علماء الاحصاء الا أن ذلك أكثر احتمالا فى الحدوث فى حالة العينات الصغيرة .

(٢) <u>تقدير الخطأ المعيارى للمتوسط من أفضل تقدير للانحراف المعيارى للأصل (كبارامتر) :</u>

تعتمد هذه الطريقة على أن الانحراف المعيارى المحسوب لأى عينة كاحصاءة عادة مايكون أصغر من الانحراف المعيارى للأصل الذى تشتق منه العينة . ويستخدم فى تقدير (ع) أى الانحراف المعيارى (كبارامتر) من الانحراف المعيارى للعينة (كاحصاءة أو ع) المعادلة الآتية :

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ ح^{٢}}{ن - ١}} \qquad (٤)$$

حيث الرمز ع = الانحراف المعيارى للأصل .

مج $ح^{٢}$ = مربعات الانحرافات عن متوسط العينة .

ن = عدد الحالات فى العينة .

<u>مفهوم درجات الحرية :</u>

تتضمن المعادلتين (٢،٤) مفهوما هاما سنستخدمه كثيرا فيما بعد حين نتناول أخطاء العينات (أى انحراف الاحصاءات عن البارامترات) وخاصة بالنسبة للعينات الصغيرة هو مفهوم درجات الحرية .

اننا لو قارنا بين المعادلة (٤) التى تستخدم فى تقدير الانحراف المعيارى للأصل بالمعادلة الأساسية للانحراف المعيارى التى عرضناها فى الفصل الثامن وهى:

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ ح^{٢}}{ن}}$$

* لعلنا نذكر القارئ أن (ن) وليس (ن -١) استخدمت فى حساب جميع الاحصاءات الوصفية التى تناولناها فى الفصول السابقة .

سنجد أن الفرق بين المعادلتين هو فى المقام حيث (ن – ١) ، (ن) على التوالى • وقد يبدو الفرق بينهما ضئيلا أو تافها وبالطبع فهو ضئيل عدديا اذا كانت العينة كبيرة كما أشرنا ، الا أنه يوجد اختلاف جوهرى بينهما فى المعنى •

فالقيمة (ن – ١) هى التى تسمى درجات الحرية Degrees of Freedom وهو مفهوم عام تطور خلال القرن العشرين مع تطور مايسمى احصاء العينات الصغيرة. وبالطبع فان عدد درجات الحرية لايكون فى جميع الأحوال وبالنسبة لجميع القيم الاحصائية (ن – ١) ولكنه يختلف من احصاءة لأخرى ، كما سنوضح فيما بعد ، الا أن مايهمنا أن نوضحه الآن هو لماذا تكون درجات الحرية (ن – ١) فى حالتنا هذه ، وقبل ذلك يحسن أن نوضح المقصود بالحرية فى هذا السياق •

ان مفهوم الحرية هنا يقصد به الحرية فى الاختلاف فى ضوء قيود احصائية معينة • فاذا طبقنا هذا المفهوم هنا نقول أن الانحراف المعيارى يحسب من التباين (فهو الجذر التربيعى للتباين كما أشرنا فى الفصل الثامن) ، والتباين يحسب من الانحرافات عن المتوسط. ومعنى ذلك أن هناك فى هذه الحالة قيدا فقط على حرية الدرجات فى الاختلاف (هو الانحراف عن المتوسط) اذا استخدمنا الانحرافات عن متوسط العينة كاحصاءة فى تقدير الانحراف المعيارى للأصل (كبارامتر). ومعنى ذلك أن(ن –١) تساوى فى هذه الحالة درجات الحرية فى تقدير تباين الأصل والانحراف المعيارى له من انحرافات درجات العينة عن متوسطها •

واليك المثال التالى : نفرض أن لدينا القيم الآتية :

٥ ، ٧ ، ١٠ ، ١٢ ، ١٦ ومتوسطها ١٠

فاذا أردت أن نستخدم هذه الاحصاءة ١٠ (متوسط العينة) فى تقدير الانحراف المعيارى للأصل فدعنا نذكرك بأن من الخصائص الرياضية للمتوسط

الحسابى ان مجموع الانحرافات عنه يساوى صفرا ، ومعنى ذلك أن الانحرافات الخمسة عن هذا المتوسط هى :

− ٥ ، − ٣ ، صفر ، + ٢ ، + ٦ ومجموعها صفر .

فاذا راعينا توافر هذا الشرط (مجموع الانحرافات عن المتوسط الحسابى يساوى صفرا) فكم من هذه الانحرافات يحتاج الى التغيير اذا تغيرت العينة بعينات آخرى مشتقة من نفس الأصل ومع ذلك يبقى مجموع هذه الانحرافات صفرا ؟

اننا بشىء من التفكير أو بشىء من المحاولة والخطأ ستكشف أنه لو تغير من هذه الانحرافات الخمسة أربعة فقط ، وأى أربعة منها ، فان الانحراف الخامس عن المتوسط يتحدد بشكل حتمى ، خذ مثلا :

− ٨ ، − ٤ ، + ١ ، − ٢

ان ذلك يعنى أننا لكى نحصل على مجموع صفرى للانحرافات فان القيمة الانحرافية الخامسة لابد أن تكون + ١٣ . (هل يمكنك أن تحسب المتوسط فى هذه الحالة؟) ويمكن تغيير اى أربع قيم أخرى وفى جميع الأحوال نجد أن القيمة الخامسة ستتحدد بشكل حتمى للحصول على المجموع الصفرى هذا . ومعنى ذلك أن ٤ قيم فقط من بين القيم الخمس (أى ن −١) هى التى لديها حرية التغير والاختلاف باختلاف العينات أما القيمة الخامسة فهى حتمية التحديد . ولعلك أدركت أن الحرية هنا تعنى أيضا الاستقلال ، ومن المعروف أن قوانين المصادفة والعشوائية لاتعمل بحرية الا فى حالة استقلال الملاحظات ، كما أن قوانين الاحتمال لاتعمل الا ضمن هذه الشروط ، وعلى ذلك فمفهوم درجات الحرية وثيق الصلة بهذه المفاهيم الأساسية .

(٣) الخطأ المعيارى للمتوسط كما يقدر مباشرة من مجموع المربعات :

سواء كنا نقدر الخطأ المعيارى للمتوسط من الانحراف المعيارى للعينة أو من أفضل تقدير للانحراف المعيارى للأصل ، فاننا فى الحالتين نلجأ الى خطوات متماثلة ولكن بترتيب مختلف . وهذه الخطوات هى القسمة على (ن – ١) ثم على (ن) . فاذا لم نكن مهتمين فى بحوثنا بمعرفة قيمة هذين المقدارين أى : الانحراف المعيارى للعينة وأفضل تقدير للانحراف المعيارى للأصل فاننا نجمع العمليتين معا فى معادلة واحدة تعتمد على مربعات انحرافات درجات أفراد العينة عن متوسطها هى:

$$ع_م = \sqrt{\frac{مج\ ح^٢}{ن\ (ن - ١)}}$$

تفسير الخطأ المعيارى للمتوسط :

لنفرض أننا طبقنا أحد الاختبارات النفسية على عينة من الأفراد عددها ٥٠ وحسبنا الانحراف المعيارى لها فبلغ ١٠٫٤٥ . فاننا نستطيع أن نحسب الخطأ المعيارى لمتوسط هذه العينة بالمعادلة رقم (٢) فيصبح:

$$ع_م = \frac{١٠٫٤٥}{\sqrt{٤٩}} = ١٫٤٩ \quad \text{أى ١٫٥ تقريبا .}$$

وبعد أن نحسب الخطأ المعيارى يصبح سؤالنا هو :

الى أى حد تختلف متوسطات العينات ، ومنها متوسط العينة الذى حصلنا عليه ، عن متوسط الأصل وخاصة اذا كانت عيناتنا عشوائية ؟

اننا بالطبع لانعرف متوسط الأصل ، الا أننا من الخطأ المعيارى البالغ ١٫٥ ، والذى يعتبر انحرافا معياريا لمتوسطات عينات كثيرة نستنتج أن متوسطات هذه العينات (التى لابد أن يتألف كل منها من حالات عددها ٥٠) لن يختلف عن متوسط الأصل فى أى من الاتجاهين (الزيادة أو النقص)

بأكثر أو أقل من خطأ معيارى واحد (الذى هو فى جوهره انحراف معيارى) فى حوالى ثلثى المرات (أو ٦٨٫٢٦٪ على وجه الدقة) كما هو متوقع من المنحنى الاعتدالى (راجع الشكل ٣٨) . ونحن نستنتج هذا لأنه فى عينة كبيرة مثل ٥٠ يمكننا أن نفترض أن متوسطات العينات المماثلة لها فى العدد تتوزع توزيعا اعتداليا . وهذا الافتراض يجعل من الممكن لنا أن نصل الى عدد من الاستنتاجات لانستطيع أن نصل اليها بدونه . وعلينا أن نتذكر فى جميع الحالات أنه حتى لو كان توزيع الأصل غير اعتدالى فان المتوسطات المحسوبة لعينات كثيرة مشتقة من هذا الأصل يحتمل أن تتوزع توزيعا اعتداليا .

ومعنى ذلك اننا فى مثالنا الحالى يمكننا أن نستنتج أنه فى ثلثى متوسطات العينات المماثلة (ن = ٥٠ فى كل حالة) ستكون هذه المتوسطات فى مدى يمتد نقصا وزيادة عن متوسط الأصل بما يساوى ٥ر١ وحدة انحراف معيارى (أو خطأ معيارى).ويمكن التعبير عن ذلك بصورة أخرى بالقول بأنه توجد فرصة واحدة من بين كل ثلاث فرص ($\frac{١}{٣}$) أن يختلف متوسط العينة بمقدار ٥ر١ عن متوسط الأصل فى أى من الاتجاهين . ويمكن أن نوجز هذين الاستنتاجين على النحو الآتى :

(١) نسبة المساحة الاعتدالية المحصورة بين $-$ ع$_م$ + ع$_م$ الى المساحة الكلية = ٢ : ٣ .

(٢) احتمال وقوع المتوسط خارج هذا المدى = ١ : ٣ .

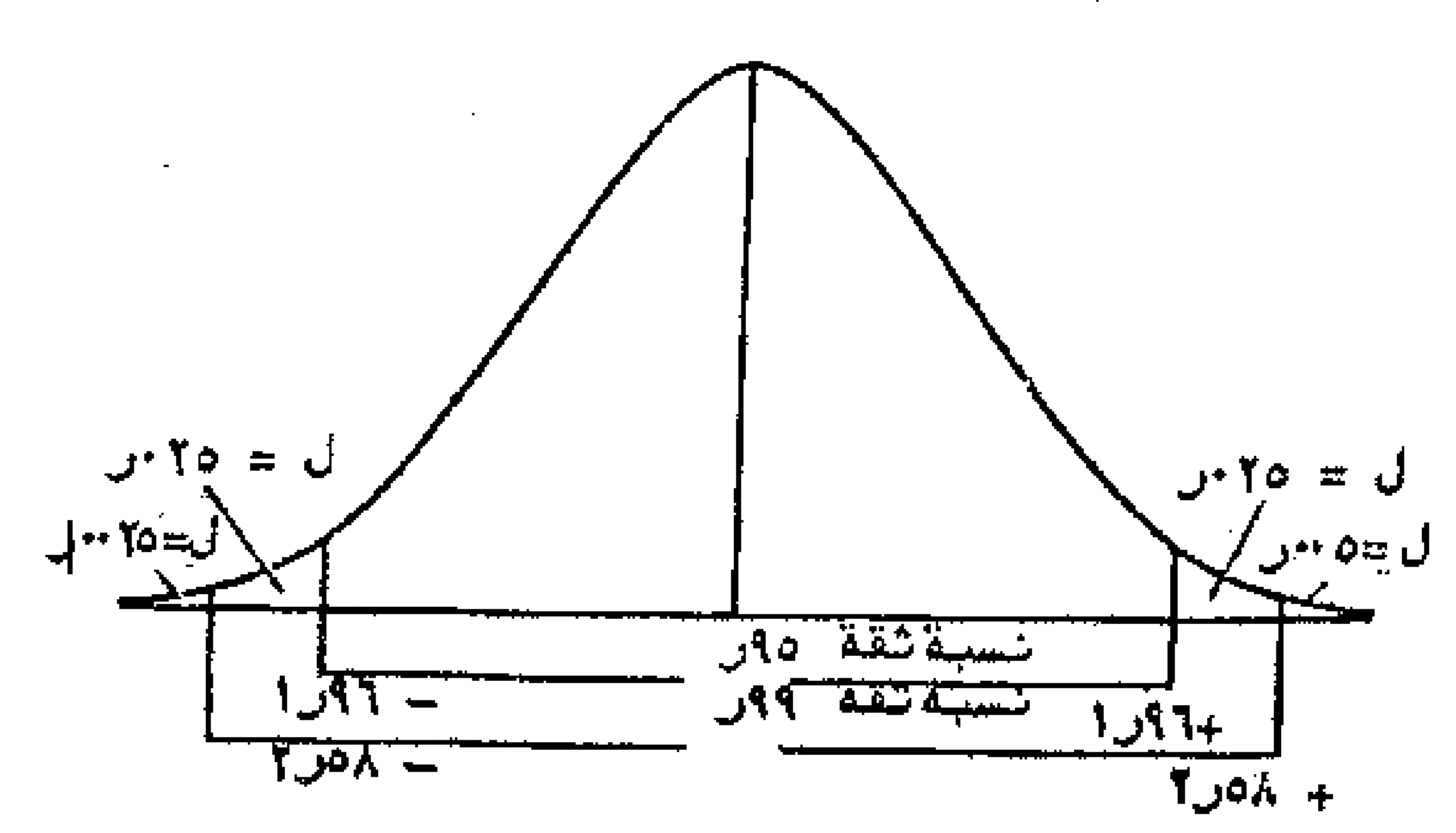
(٣) يمكن أن نستنتج مما سبق أن نسبة احتمال وجود هذا المتوسط فى هذا المدى الى احتمال عدم وجوده فى هذا المدى = ٢ : ١ .

حدود الثقة ومستويات الدلالة الاحصائية

يمكننا القول فى ضوء ماسبق أن القيم المحصورة بين م + ع$_م$ ، م $-$ ع$_م$ ، (حيث م = احصاءة متوسطة العينة ، ع$_م$ = الخطأ المعيارى لهذا المتوسط) تساوى ثلثى الحالات أو ٦٨٪ من الحالات تقريبا التى يحتمل أن يقع فيها متوسط الأصل (م) كبارامتر . ويمكن التعبير عن ذلك بلغة المنحنى

الاعتدالى فنقول أن المساحة المحصورة بين هذين الحدين هى ٦٨ر أما المساحة التى تخرج عن هذا النطاق تساوى ٣٢ر ، وتعد القيمة ٦٨ر٠ من قبيل نسبة احتمال الحدوث ، أى أننا فى حالة المتوسط يمكن أن نقول أن المتوسط كبار امتر يحتمل أن يقع فى مدى يمتد بين متوسط العينة المحسوب كاحصاءة مضافا اليه خطأ معيارى واحد أو مطروحا منه خطأ معيارى واحد (باعتبار الخطأ المعيارى له نفس معنى الانحراف المعيارى كما بينا) بمساحة ثقة أو يقين مقدارها ٦٨ر٠ ، أما النسبة ٣٢ر٠ فهى مساحة الخطأ أو الشك فى هذه الحالة والتى تتزع على طرفى التوزيع الاعتدالى لتصبح فى هذه الحالة ١٦ر عند كل طرف منها .

وعلى هذا الأساس نستطيع القول - فى ضوء نموذج المنحنى الاعتدالى أيضا - أن المساحة المحصورة بين (م + ١٩٦ر١ $ع_م$)(م - ١٩٦ر١ $ع_م$) تساوى ٩٥ر٠ وتدل فى هذا على نسبة الثقة أو اليقين والمساحة التى تخرج عن هذا النطاق والتى تساوى ٠٥ر٠ تمثل نسبة الشك . وبالمثل فان المساحة المحصورة بين (م + ٥٨ر٢ $ع_م$) ، (م - ٥٨ر٢ $ع_م$) تساوى ٩٩ر٠ والمساحة التى تخرج من هذا النطاق تساوى ٠١ر٠ وتعد ٩٥ر، ٩٩ر٠ فى هاتين الحالتين حدود الثقة أو اليقين ، والقيم ٠٥ر ، ٠١ر حدود الشك . ويوضح الشكل رقم (٤٠) كيف حسبت هذه المساحات . ولعلك لاحظت أن الخطأ المعيارى عومل فى هذه الحالة معاملة الدرجة المعيارية .



الشكل(٤٠) حدود الثقة والشك عند خطأين معياريين للمتوسط مقدارهما ± ١٩٦ر١ ، ± ٥٨ر٢

ولعلك لاحظت أيضا أن نسبة الشك فى الحالتين كانت مجموع النسبتين الخارجيتين عن نطاق الثقة أو اليقين فى طرفى التوزيع الاعتدالى. فالنسبة ٠٥ر فى حالة الخطأ المعيارى $\pm$ ١٫٩٦ هى فى الواقع حاصل جمع الاحتمالين (٠٢٥ر+٠٢٥ر) أى ٠٢٥ر عندما يكون الخطأ المعيارى موجبا، ٠٢٥ر عندما يكون الخطأ المعيارى سالبا ، وكذلك الشأن فى النسبة ٠١ر فى حالة الخطأ المعيارى $\pm$ ٢٫٥٨ (أى ٠٠٥ر + ٠٠٥ر = ٠١ر) .

وقد اتفق العلماء على اعتبار النسبتين أو المساحتين ٠٥ر، ٠١ر أفضل حدين للشك فى القيم الاحصائية (الاحصاءات) التى نحصل عليها، ويسمى كل من هذين الحدين بمستوى الدلالة الاحصائية. فمستوى الدلالة ٠٥ر يسمح بانحراف عن الاحصاءة المحسوبة بترك ٥٪ من مساحة المنحنى الاعتدالى فى طرفية خارج نطاق الثقة أو اليقين بحيث تكون النسبة عند كل طرف مقدارها ٢٫٥٪ (أو ٠٢٥ر) . وهذه المساحة تتحدد فى العينات الكبيرة (الأكبر من ٣٠) بدرجة معيارية مقدارها ١٫٩٦ سلبا أو ايجابا .

أما المستوى ٠١ر فيسمح بترك مساحة مقدارها ١٪ خارج نطاق الثقة أو اليقين فى طرفى المنحنى الاعتدالى أيضا بحيث تكون النسبة عند كل طرف مقدارها ٠٫٥٪ (أو ٠٠٥ر) . والدرجة المعيارية التى تتحدد عندها هذه المساحة هى ٢٫٥٨ سالبة أو موجبة .

ويمكن الاستفادة بمفهوم الدلالة الاحصائية فى تحديد درجة ثبات القيم الاحصائية (الاحصاءات) التى نحصل عليها من العينات. لنفرض أننا حصلنا على متوسط يساوى ٢٩٫٦ وحسبنا الخطأ المعيارى له فبلغ ١٫٥ . ان الباحث لابد له أولا فى اختيار أحد مستوى الدلالة اللذين أشرنا اليهما فى تحديد درجة الثقة أو الشك فى أى احصاءة أخرى من نفس النوع يمكن أن نحصل عليها فى المستقبل. فاذا اخترنا المستوى ٠٥ر فاننا نحدد مساحة الشك أو عدم اليقين التى تقابل الدرجة المعيارية ١٫٩٦. وفى

هـذه الحالـة تصبح هذه المساحة هى تلك التى تزيد أو تنقص عن المدار ± ٩ر٢ (أى ٩٦ر١ وهى الدرجة المعيارية ×٥ر١ وهو الخطأ المعيارى*) ومعنى ذلك أن أى متـوسط جديد لايزيد أو ينقص عن متوسط العينة المحسوب كاحصاءة بمـا يساوى ± ٩ر٢ يمكن النظر اليه على أنه يقدر متوسط الأصل كبارامتـر بحد من الشك هو ٠٥ر (أى مستوى ثقة ٩٥ر). وحيث أن حدود الثقـة هذه هى ± ٩ر٢ وحدة انحرافية عن المتوسط المحسوب للعينة فان هذه الحدود فى مثالنا المشار اليه تصبح كما يلـى :

٦ر٢٩ – ٩ر٢ = ٧ر٢٦

٦ر٢٩ + ٩ر٢ = ٥ر٣٢

ويحدد المقداران ٧ر٢٦ ، ٥ر٣٢ على التوالى مايسمى مسافة الثقة التى يحتمل أن يقع فيها متوسط الأصل كبارامتر . والاحتمالان المرتبطان بهذه المسافة هما ٩٥ر . ثقة ، ٠٥ر شك . ويصدق نفس التفسير علـى مستوى ٠١ر حيث أن أى قيمة أى متوسط جديد يمكن أن تختلف عن متوسط العينة كاحصاءة زيادة أو نقصا بما لايتجاوز ± ٩ر٣ (وهى عبارة عن حاصل ضرب الدرجة المعيارية ٥٨ر٢ فى الخطأ المعيارى للمتوسط المحسوب وهـو كما ذكرنا ٥ر١) . وأى احصاءة متوسط فى عينة جديدة تقع فى نطـاق م + ٩ر٣ ، م – ٩ر٣ فى هذه الحالة ينظر اليها على أنها يحتمـل أن تخطىء فى ١٪ من الحالات (أى مستوى الشك هو ٠١ر) وبالطبـع يحتمل أن تصيب فى ٩٩ر. (أى مستوى ثقة ٩٩ر) وتصبح حدود الثقـة مابين ٧ر٢٥ ، ٥ر٣٣ فى هذه الحالة . والاحتمال المرتبط بها هو ٩٩ر . ثقة ، ٠١ر شـك .

واذا قارنا بين القيم التى حسبناها لمستويى الشك ٠٥ر ، ٠١ر (واللذين شاعت الاشارة اليهما بمصطلح مستوى الدلالة Level of Significance) فاننا نجد أن المتوسطات المحسوبة للعينـات المتساوية الأعداد والمفترض فيها أن تكون محسوبة من أصل كلى واحـد يكون اليقين فيها أكبر (بنسبة ٩٩٪) اذا وقع متوسط الأصـل

* يمكن توضيح ذلك اذا علمنا أن المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية هى د= ح/ع ومن حاصل ضرب الطرفين والوسطين نحصل على ح = د × ع حيث أن هذه الرموز تدل فى السياق الحالى على :
ح = انحراف أى متوسط جديد عن متوسط العينة المحسوب .
د = الدرجة المعيارية المختارة لمستوى الدلالـة .
ع = الخطأ المعيارى للمتوسط .

(فى مثالنا) بين ٧ر٢٥ ، ٥ر٣٢ عنه اذا وقع بين ٧ر٢٦ ، ٥ر٣٢ (أى بنسبة يقين ٩٥٪ فقط) .

ويجب أن ننبه الى أنه كلما كان مقدار الخطأ المعيارى للاحصاءة التى نحصل عليها (المتوسط ، الانحراف المعيارى ، معامل الارتباط ، الخ) صغيرا فان ثقتنا فى النتائج تزداد .

وتوجد مستويات دلالة أخرى (غير المستويين ٠٥ر ، ٠١ر اللذين تناولناهما حتى الآن) يستخدمها الباحثون فى مختلف الأغراض فى البحث العلمى ، ومن هذه المستويات :

(١) المستوى ١٠ر حين تكون الدرجة المعيارية ٦٥ر١ .
(٢) المستوى ٠٢ر حين تكون الدرجة المعيارية ٣٣ر٢ .
(٣) المستوى ٠٠٥ر حين تكون الدرجة المعيارية ٨١ر٢ .
(٤) المستوى ٠٠١ر حين تكون الدرجة المعيارية ٢٩ر٣ .

الخطأ المعيارى للاحصاءات الوصفية الأخرى

(١) الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى :

يمكن حساب الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى كاحصاءة محسوبة لعينة معينة بالمعادلة الآتية :

$$خ_ع = \frac{ع}{\sqrt{٢ ن}}$$

حيث يدل الرمز على ما يأتى :

$خ_ع$ = الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى .

ع = الانحراف المعيارى للعينة .

ن = عدد الأفراد .

ويفسر الخطأ المعياري المحسوب بنفس الطريقة التي استخدمناها في تفسير الخطأ المعياري للمتوسط .

مثال : احسب الخطأ المعياري لانحراف معياري مقداره ٧ر١١ محسوب لعينة عددها ١٧٢ شخصا (الجواب = ٦٣ر) .

(٢) الخطأ المعياري لمعامل الارتباط :

يذكر جيلفورد وفرتشتر (Guilford & Fruchter, 1978) أن حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط أكثر تعقيدا من حسابه لكل من المتوسط أو الانحراف المعياري وغيرهما من الاحصاءات الوصفية (التي سنتناولها فيما بعد) . ويصدق هذا القول أيضا على مسافات الشك والثقة في القيم المحسوبة . ويظهر ذلك خاصة في حالتين هما معامل الارتباط الكبير (حين يقترب من الواحد الصحيح) ومعامل الارتباط الصغير (حين يقترب من الصفر) حيث يميل التوزيع التكراري لهذه المعاملات الى الالتواء الشديد ، ولاتتوافر فيه خاصية التوزيع الاعتدالي . كما يتأثر هذا التوزيع التكراري أيضا بحجم العينة . ففي العينات الصغيرة (التي تقل عن ٣٠) يميل التوزيع الى الالتواء أيضا . أما حين تكون معاملات الارتباط المحسوبة بدرجة متوسطة بين الصفر والواحد الصحيح فان حساب الخطأ المعياري في هذه الحالة لايختلف عن طريقة حسابه للمتوسط والانحراف المعياري كما أشرنا من قبل . وعلى ذلك فهناك ثلاث حالات لحساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط نوضحها فيما يلي :

(أ) حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط القريب من الصفر :

نحسب الخطأ المعياري في هذه الحالة بالمعادلة الآتية :*

$$ع_ر = \frac{1}{\sqrt{ن}}$$

* تستند هذه المعادلة الى مفهوم الفرض الصفري استنادا الى المعادلة الأساسية للخطأ المعياري لمعامل الارتباط وهي $ع = \frac{1 - ر^2}{\sqrt{ن}}$

وحيث أننا في هذه الحالة نفترض أن (ر) المحسوب كاحصاءة للعينة لايختلف عن الصفر، فان هذه المعادلة تتحول الى الصيغة الموجودة في النص .

حيث الرمز $ع_ر$ = الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط .

مثال : احسب الخطأ المعيارى لمعامل ارتباط مقداره ٣ر لعينة عددها ٢٥ طالبا (الجواب = ٢ر) .

ويفسر الخطأ المعيارى فى هذه الحالة بنفس الطريقة التى استخدمناها فى تفسير الخطأ المعيارى لكل من المتوسط والانحراف المعيارى .

(ب) حساب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط القريب من الواحد الصحيح :

يحتاج حساب الخطأ المعيارى لهذا النوع من معاملات الارتباط الى طريقة خاصة تسمى " التحويل اللوغاريتمى " التى ابتكرها فيشر للتغلب على مشكلة الالتواء الشديد فى توزيع تكرارات معاملات الارتباط من هذا النوع . وعلى ذلك فان الخطوات اللازمة فى هذا الصدد تتلخص فيما يلى :

(أ) تحويل معامل الارتباط كاحصاءة للعينة (ر) الى مقابله اللوغاريتمى * (ز) . وقد أعد فيشر جداول هذا التحويل ، ويمكن الرجوع على الجدول رقم (١٣) فى الجداول الاحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الأخرى الذى أعدها الدكتور / فؤاد البهى السيد أو الملحق رقم (٣) من هذا الكتاب لهذا الفرض . ولكن نوضح فكرة استخدام هذا الجدول اليك المثال الآتى :

---

* المعادلة الأساسية لهذا التحويل هى :

ز = $\frac{١}{٢}$ [لو (١+ ر) ـ لو (١ ـ ر)] او ز = ١٫١٥١٢ لو $\frac{١+ر}{١-ر}$

حيث لو = اللوغاريتم على أساس النظام الطبيعى أو نظام نابيير .

جدول (٣٩) أمثلة من جداول تحويل معامل ارتباط بيرسون الى مقابلاتها اللوغاريتمية

ر	ز	ر	ز	ر	ز
٠٠٥ر	٠٠٥ر	٤٥٥ر	٤٩١ر	٨٤٥ر	١ر٢٣٨
١٧٠ر	١٧٢ر	٥٦٥ر	٦٤٠ر	٨٩٥ر	١ر٤٤٧
٢٥٥ر	٢٦١ر	٦٧٥ر	٨٢٠ر	٩٢٠ر	١ر٤٨٩
٣٤٠ر	٣٥٣ر	٧٢٠ر	٩٠٨ر	٩٩٥ر	١ر٩٩٤

ولعلك لاحظت أنه فى معاملات الارتباط الصغرى يقترب معامل ارتباط بيرسون (ان لم يتطابق) مع معامله اللوغاريتمى ، ثم يزداد الاختلاف بينهما تدريجيا مع زيادة معامل الارتباط . كما لعلك لاحظت أن المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط قد تزيد من الواحد الصحيح .

(ب) حساب الخطأ المعيارى للمقابل اللوغاريتمى لمعامل الارتباط (ز) باستخدام المعادلة الآتية :

$$ع_{ز} = \frac{1}{\sqrt{ن - 3}}$$

حيث يدل الرمز ($ع_{ز}$) على الخطأ المعيارى للمعامل (ز ى) وهو المقابل اللوغاريتمى لمعامل الارتباط التتابعى لبيرسون . ويفسر بنفس الطريقة التى استخدمت فى تفسير الخطأ المعيارى لكل من المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط القريب من الصفر .

(ج) العودة الى معامل الارتباط التتابعى الأصلى وذلك بترجمة المقابلات اللوغاريتمية الدالة على الخطأ المعيارى الى معاملات الارتباط التى تناظرها فى نفس جدول فيشر المشار اليه .

ولعلك لاحظت أن درجات الحرية فى المعادلة السابقة تساوى (ن – ٣) وذلك لأن عدد القيود فى هذه الحالة ثلاثة هى :

(أ) متوسط درجات المقياس الأول .

(ب) متوسط درجات المقياس الثانى.

(جـ) تغاير المقياسين على أساس افتراض أن يكون لكل منهما نفس الانحرافات عن المتوسط للحصول على معامل ارتباط مرتفع .

مثال : احسب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط ٨٤ر٠ المحسوب بين اختبارين تحصيليين أحدهما فى الرياضيات والآخر فى الفيزياء لعينة تتألف من ٨٤ مفحوصا . ويمكن السير فى ذلك بالخطوات التالية :

(١) المقابل اللوغاريتمى لمعامل الارتباط المحسوب (من جدول فيشر) يساوى ٢٢ر١ .

(٢) $ع_ز = \frac{١}{\sqrt{٨٤ - ٣}} = \frac{١}{\sqrt{٨١}} = \frac{١}{٩} = ١١ر$

(٣) حدود الخطأ المعيارى للمعامل (ز) فى هذه الحالة كما يلى :

$$ز + ع_ز = ٢٢ر١ + ١١ر = ٣٣ر١$$

$$ز - ع_ز = ٢٢ر١ - ١١ر = ١١ر١$$

(٤) تحويل الأخطاء المعيارية للمعامل (ز) الى نظائرها من معاملات الارتباط التتابعى (ر) وعندئذ يصبح مقابل ٣٣ر١ = ٨٧ر ومقابل ١١ر١ = ٨١ر وتفسر عندئذ بنفس معناها الذى تناولناه مع الاحصاءات الأخرى .

(جـ) <u>حساب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط المعتاد :</u>

يحسب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط الذى يقع بين الحدين المتطرفين للصفر والواحد الصحيح بالمعادلة الآتية :

$$ر = \frac{١ - ر^٢}{\sqrt{ن}}$$

حيث الرمـــــوز

$ع_ر$ = الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط المعتـــــاد .

$ر^٢$ = مربع معامل الارتباط التتابعى المحسوب كاحصـــــاءة (ويسمى معامل التحديد) .

ن = عدد أفراد العينـــــة .

ويفســـر الخطأ المعيارى فى هذه الحالة بنفس معناه العام السابق .

الفصل الثاني عشر

دلالة الفروق

تناولنا في الفصل السابق طرق تقدير بارامترات (معلمات) الأصل الكلي من معرفة الاحصاءات المحسوبة للعينة ، والوصول من ذلك الى استنتاجات حول دقة هذه التقديرات باستخدام مفهوم الخطأ المعياري • وكان الاهتمام في الفصل السابق منصبا على حساب الخطأ المعياري لاحصاءة وصفية واحدة كالمتوسط أو الانحراف المعياري ومعامل الارتباط وسوف يمتد في الفصول التالية الى احصاءات وصفية أخرى سنتناولها فيما بعد (وأهمها الوسيط كمقياس للنزعة المركزية في مقاييس الرتبة) •

الا أن الباحث قد يكون أكثر اهتماما بمسألة أخرى أكثر أهمية تتلخص في سعيه الى معرفة مدى الاتفاق أو الاختلاف بين بارامترات أصول كلية متعددة ، وكيف يؤدي به ذلك الى اتخاذ قرار حول اعتبار العينات التي يدرسها تنتمي الى أصل واحد أو الى أصول مختلفة . أو بعبارة أكثر دقة ، يسعى الباحث الى معرفة ما اذا كانت احصاءتين ملاحظتين لعينتين (متوسطين أو معاملي ارتباط مثلا) توجد بينهما فروق فيما يقابلهما من بارامترات الأصول التي سحبتا منها • ويسمى ذلك في الاحصاء الاستدلالي بدلالة الفروق • وهذه المسألة ـ كما قلنا ـ قد تكون لدى الباحث النفسي والتربوي والاجتماعي أكثر أهمية من مجرد تحديد الخطأ المعياري لاحصاءة معينة •

اختبار الفروض :

وهذه المسألة تنتمي لاطار أكثر اتساعا هو اختبار الفروض • وفي هذا الصدد لعلنا نذكر القارئ بما سبق أن ذكرناه في الفصل الثالث ، من أن البحث العلمي يسعى دائما للاجابة على سؤال معين

أو لاختبار فرض ، أو فروض محددة . ومن جميع أنواع مناهج البحث التى عرضناها فى الفصل الثالث يمكن القول أن المنهج التجريبى هو المنهج الأساس لاختبار الفروض بالمعنى الدقيق . صحيح أن أى منهج بحثى آخر يمكن أن تصاغ له فروض ويتم اختبارها بالطرق الملائمة الا أن المنهج التجريبى - بحكم طبيعته - يسعى بالفعل الى تحديد ما اذا كان " المتغير المستقل " يؤثر فى " المتغير التابع " . وللوصول الى هذا القرار لابد من المقارنة بين أداء المفحوصين فى معالجتين أو أكثر . ويقصد بالمعالجة Treatment فى التصميمات التجريبية مستويات المتغير المستقل التى تقدم للمفحوصين أو الشروط والظروف المختلفة التى يتعرضون لها . ويمكن أن نلخص الخطوات الأساسية فى اجراء التجربة (التى قد تكون معملية أو ميدانية) لمعالجتين على الأقل على النحو الآتى (Kiess & Bloomquist, 1985)

(١) صياغة فرض البحث بحيث يعبر عن العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

(٢) توزيع المفحوصين على معالجتى البحث عشوائيا ، وقد تسمى احداهما المعالجة التجريبية والأخرى المعالجة الضابطة أو المعالجة القبلية والمعالجة البعدية (قد تستخدم تسميات أخرى حسب التصميم التجريبى للبحث كما سنبين فيما بعد) .

(٣) تقديم المتغير المستقل وقياس المفحوصين فى المتغير التابع .

(٤) الحصول على وصف احصائى لبيانات المتغير التابع المقيس ، وأهمها احصاءة متوسط درجات المفحوصين فى المعالجتين .

(٥) استخدام احصاءة متوسط العينات (م) فى تقدير متوسطات الأصول (م) الذى سحبت منها هذه العينات لاختبار الفروض حول دلالة الفروق .

وقبل تناول مسألة اتخاذ القرار حول دلالة الفروق أو الحكم على فعالية أو أثر معالجة معينة فى المتغير التابع لابد من الاشارة الى أن بعض الفروض قد تعبر عن محض علاقة بين متغيرين كما هو الحال فى

البحوث الارتباطية وشبه التجريبية،كما لابد من التمييز بين الفرض التجريبى (أو فرض البحث) والفرض الاحصائى الذى فى ضوئه يتخذ هذا القرار أو يتم التوصل الى هذا الحكم ، وهو ماسنتناوله فيما يلى :

(١) الفرض التجريبى (فرض البحث) :

يمكن تعريف الفرض التجريبى - أو فرض البحث - بأنه حدس* جيد أو توقع معقول للنتيجة التى سوف تتوصل اليها الدراسة . ولكى يكون الفرض كذلك لابد أن يتسم بالخصائص الآتية :

(١) أن يكون خلاصة تأمل وفهم جادين للعلاقة بين متغيرات البحث (المستقلة والتابعة) . وهذا التأمل والفهم هما نتاج الألفة الوثيقة والدراسة العميقة لنظرية معينة أو نتائج بحوث سابقة أو خبرة عملية رشيدة ، وهذه جميعا تؤلف الاطار النظرى للبحث . ومعنى ذلك أن الفرض التجريبى يجب أن يكون وثيق الصلة بهذا الاطار .

(٢) أن يصاغ صياغة واضحة فى صورة خبرية أو عبارة تقديرية ، ومعنى ذلك أن صيغة السؤال لاتصلح لهذا الفرض . والسبب الجوهرى فى ذلك أن الصيغة الخبرية أو التقريرية هى وحدها التى تحكم عليها بالصحة أو الخطأ ، أما صيغة السؤال فليست كذلك . ولعل الباحثين المعاصرين يتنبهون الى هذا التمييز الهام ويتوقفون عن صياغة فروضهم فى صورة أسئلة ، وهى استراتيجية شاعت فى السنوات الأخيرة .

---

* شاع فى تعريف الفرض فى بعض الكتابات المتخصصة فى مناهج البحث بأنه تخمين Guess جيد ، وهو اصطلاح غير مقبول فى رأينا، وخاصة بعد أن ميز أحد مؤلفى هذا الكتاب (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٣) بين التخمين كعملية عقلية دنيا والحدس Intuition كعملية عقلية عليا .

(٣) أن يكون الفرض قابلا للاختبار من خلال الأدلة الامبريقية التى يجمعها الباحث • ومعنى ذلك أن يكون الفرض صالحا للتعبير عنه بالصيغة الاجرائية التى يمكن تقويمها فى ضوء هذه الأدلة •

واليك أمثلة على فروض تجريبية (تعبر عن علاقة أو أثر) تتوافر فيها الشروط السابقة :

(١) يرتبط القلق والتحصيل ارتباطا سالبا •
(٢) معدل التسرب فى المدرسة الريفية أعلى منه فى المدرسة الحضرية •
(٣) العلاج السلوكى أكثر فعالية فى زوال الأعراض المرضية من التحليل النفسى •
(٤) لايؤثر الحرمان الحسى فى الحيوانات الغبية •
(٥) لاتوجد علاقة بين المثابرة والذكاء •
(٦) التعزيز الفورى أكثر تفضيلا لدى الأطفال منه لدى المراهقين •
(٧) توجد علاقة بين القلق والذكاء •
(٨) توجد فروق بين الجنسين فى القدرة الميكانيكية •

ولعلك لاحظت أن جميع الفروض السابقة – وأمثالها كثير – تعبر عن توقع نتيجة معينة من البحث • وبعض هذه التوقعات لها وجهة معينة (فى الفرضين ١، ٢) أو أثر معين (فى الفرضين ٣ ، ٦)، وبعضها الآخر ليست له وجهة محددة •وهذه الفروض بدورها من فئتين•أولها بتوقع وجود علاقة ما (الفرض ٧) أو فروق ما (الفرض ٨)دون تحديد لاتجاه هذه العلاقة أو تلك الفروق ، وثانيها وتسمى الفروض الصفرية يتوقع عدم وجود علاقة (الفرض ٥) ،أو عدم وجود أثر (الفرض ٤) •ويسمى النوع الأول من هذه الفروض التجريبية الفروض الموجهة ، أما النوع الثانى بفئتيه فيسمى الفروض غير الموجهة •وفى جميع الحالات يجب أن يستند الفرض الى اطار نظرى محدد المعالم •وهنا يجب أن ننبه الى أن بعض الباحثين يلجأون الى الفروض غير الموجهة ومنها الفروض الصفرية كحيلة هروبية يتخلصون بها من الجهد المعرفى اللازم لبناء اطار نظرى سليم للبحث • ولعل مما يؤسف حقا أن كثيرا مما يطلق عليه الاطار النظرى لبعض البحوث ليس الا مجموعة أفكار متناثرة قد لايربطها رباط ، وهذا فى حد ذاته يفقد البحث الصلة بين نظريته وفروضه ، وبهذا يفتقد الوحدة الأساسية اللازمة له •

(٢) الفرض الاحصائـي :

من الوجهة الاحصائية نقول ان الفرض التجريبى - على الرغم من أهميته فى البناء الأساسى للبحث - لايكفى وحده لاختبار العلاقة (كما هو الحال فى الفروض ١ ، ٢ ، ٥) أو الأثر (كما هو الحال فى الفروض ٣ ، ٤ ، ٦) . فالفرض التجريبى لايحدد مقدار هذه العلاقة أو الأثر ، وكل مايعبر عنه - كما قلنا -هو توقع (أو عدم وجود) علاقة أو أثر . وبالتالى يصعب - ان لم يستحل - اختبار الفرض التجريبى للحكم على صحته أو خطئه أو لاتخاذ قرار بالنسبة لتحققه أو عدم تحققه ، من خلال استنتاج وجود العلاقة (أو عدم وجودها) أو استخلاص حدوث الأثر (أو عدم حدوثه)وكذلك استنتاج ما اذا كانت العلاقة - ان وجدت - سالبة أو موجبة ، والأثر - ان حدث - زيادة أو نقصا .

ولكى يتم تقويم الفرض فى جميع هذه الحالات لابد من مقارنته بمحك (أو معيار أو مستوى) معين (وهذا هو المعنى الأساسى للتقويم فى أى سياق ، راجع فؤاد أبو حطب وآخرين ، ١٩٨٧) . والمحك فى جميع الأحوال هو بارامتر الأصل المناظر لاحصاءة العينة التى توصل اليها الباحث وبينهما تتم المقارنة المشار اليها . وبالطبع فان الفرض التجريبى لايساعدنا على اجراء مثل هذه المقارنات ،ومن هنا كان لابد من التحول فى عملية البحث - عند اختبار الفرض - من مرحلة الفرض التجريبى الى مرحلة الفرض الاحصائى . وفى هذا الصدد لابد من التمييز بين نوعين من الفروض الاحصائية هما الفرض الصفرى والفرض البديل .

(أ) الفرض البديل:

يقصد بالفرض الاحصائى البديل Alternative Hypothesis توقع أن تكون القيمة المحسوبة لاحصاءة العينة (المتوسط أو معامل الارتباط مثلا) تختلف عن البارامتر المناظر لها فى الأصل، أو أن البارامترين الخاصين بأصول معالجتين فى البحث(أو أكثر مما سنبين فيما بعد)مختلفان

(أى غير متساويين) على الرغم من عشوائية الاختيار الأولى للعينات ، وحينئذ لامناص من افتراض أن ذلك يرجع الى استقلال المتغيرات (فى حالة بحوث العلاقة) أو الى أثر المتغير المستقل فى المعالجة (أو المعالجات) التجريبية فى حالة بحوث الأثر .

والفرض البديل قد يكون موجها أو غير موجه . فاذا كان غير موجه فاننا نستخدم فى هذه الحالة اختبارا لدلالة الفروق يسمى اختبار الطرفين two-tailed (وهو الاختبار الأساس لدلالة الفروق فى معظم الحالات وسوف نشرحه بالتفصيل فيما بعد)، وحينئذ يمكن تحديد أى اختلاف بين القيمة الحقيقية والقيمة الفرضية للبرامتر بصرف النظر عن اتجاه هذا الاختلاف (بالزيادة أو النقص عنها) . وتفيد هذه الصيغة فى حالة توقع الباحث فى فرضه التجريبى (من نظرية البحث أو من نتائج البحوث السابقة) وجود أثر أو وجود علاقة الا أنهما غير محددى الاتجاه . ومن أمثلة الفروض التجريبية غير الموجهة والتى قد توجه الباحث فى الاختبار الاحصائى لدلالة الفروق الى الفرض الاحصائى البديل غير الموجه الصيغ الآتية :

(١) توجد فروق بين الذكور والاناث فى القدرة اللغوية خلال مرحلة الطفولة المبكرة .

(٢) تختلف طريقة الاكتشاف فى آثارها فى التعلم عن طريقة التلقى .

(٣) توجد علاقة بين المثابرة والذكاء .

أما اذا كانت نظرية البحث (أو نتائج البحوث السابقة) تحدد اتجاها معينا للعلاقة أو الأثر كما يحدده الفرض التجريبى فان الفرض الاحصائى البديل يصبح حينئذ فرضا موجها أيضا . وحينئذ يستخدم الباحث اختبارا للدلالة من نوع آخر يسمى اختبار الطرف الواحد One-tailed (وهو مفهوم سوف نشرحه بالتفصيل فيما بعد) . وفى هذه الحالة يكون هناك اتجاه محدد للاختلاف بين القيمة الحقيقية والقيمة الفرضية للبارامتر (زيادة أو نقص ، سلب أو ايجاب ، الخ) . ومن أمثلة الفروض

التجريبية الموجهة والتى قد توجه الباحث فى الاختبار الاحصائى لدلالة الفروق الى الفرض الاحصائى البديل الموجه الصيغ الآتية :

(١) تتفوق الاناث على الذكور فى القدرة اللغوية خلال مرحلة الطفولة المبكرة .

(٢) طريقة الاكتشاف أكثر فعالية فى التعلم من طريقة التلقى .

(٣) توجد علاقة سالبة بين المثابرة والذكاء .

(ب) الفرض الصفرى :

والسؤال الآن : هل الفرض التجريبى الذى يتوقع نتيجة معينة للبحث (فى ضوء نظريته أو الدراسات السابقة حول مشكلته) ، سواء كان هذا التوقع موجها أو غير موجه يتكافأ تماما مع الفرض الاحصائى البديل ؟ الاجابة على هذا السؤال بالنفى . ولتوضيح ذلك لابد من بيان أن المقصود بمصطلح الفرض البديل أنه بديل لنوع آخر - وأكثر أهمية - من الفروض الاحصائية يسمى الفرض الصفرى (أى عدم وجود فروق أو عدم وجود أثر أو عدم وجود علاقة ، كما سنبين فيما بعد) . والفرض الصفرى يفترض أن بارامترات الأصول متساوية أما الفرض البديل فانه - على العكس من ذلك - يفترض أن بارامترات الأصول غير متساوية . واذا تأملنا هذه المسألة بشىء من الأناة فسوف نكتشف أن هناك - فى الواقع عدة فروض بديلة للفرض الصفرى - الذى يكون واحدا دائما . ولنتأمل مثال العلاقة بين الذكاء والمثابرة . ان الفرض الصفرى فى هذه الحالة أنه لاتوجد علاقة بين المتغيرين (أى توقع استقلال المتغيرين وبالتالى أن يكون معامل الارتباط بينهما صفرا) . أما الفروض البديلة لهذا الفرض الصفرى فهى كما يلى :

(١) توجد علاقة بين المثابرة والذكاء (فرض بديل غير موجه) .

(٢) العلاقة بين المثابرة والذكاء سالبة (فرض بديل سالب وهو يتفق مع الفرض التجريبى) .

(٣) العلاقة بين المثابرة والذكاء موجبة (فرض بديل موجب وهو لايتفق مع الفرض التجريبى) .

أما المثال الثانى فعن أثر طريقتى الاكتشاف والتلقى فى التعلم. ان الفرض الصفرى فى هذه الحالة أنه لاتوجد فروق بين متوسطى التعلم فى الأصلين اللذين سحبت منهما مجموعتى الاكتشاف والتلقى ، أو بعبارة أخرى يتساوى المتوسطان . أما الفروض البديلة لهذا الفرض الصفرى فهى مرة أخرى ثلاثة على النحو الآتـــى :

(١) تختلف طريقة الاكتشاف عن طريقة التلقى فى آثرها فى التعلـــم (فرض بديل غير موجه) .

(٢) طريقة الاكتشاف أكثر فعالية فى التعلم من طريقة التلقــــى (فرض بديل موجه لصالح طريقة الاكتشاف وهو يتفق مع فرض البحث) .

(٣) طريقة التلقى أكثر فعالية فى التعلم من طريقة الاكتشــــاف (فرض بديل موجه لصالح طريقة التلقى وهو لايتفق مع الفرض التجريبى) .

ولعلك لاحظت أن الفرض البحثى هو أحد الفروض البديلة فى كل مـن المثالين السابقين بالاضافة الى أن صيغة الفرض الصفرى قد تكون أيضـا أحد الفروض البحثية . والفيصل فى جميع الحالات هو الاطار النظرى للبحث.

والسؤال الهام هو : كيف يمكن اختبار الفرض البديل ؟ للاجابـــة على هذا السؤال لابد من توسيع الافتراض الذى يقوم عليه هذا الفـــرض بالقول بأنه يفترض أيضا أن الاحصاءة المحسوبة لعينة واحـــدة (أو أكثر) تختلف عن بارامتر الأصل (أى م $\neq$ م فى حالة المتوسط) ، وبالتالى يكون للمتغير المستقل أثر فى المتغير التابع أو تكون هناك علاقة بين متغيرى البحث . ومعنى ذلك أن الباحث اذا أراد استخـــدام استراتيجية الفرض البديل فى الاختبار الاحصائى فانه يقع فى حيـــرة حقيقية لأنه لايعلم قيمة البارامتر ، بينما فى الفرض الصفرى يعلـــم قيمته (حين يفترض أن الاحصاءة المحسوبة تساوى بارامتر الأصــــل أى م = م فى حالة المتوسط) . ولهذا فلا مناص أمامه من أن يكــــون اختباره للفرض البديل على نحو غير مباشر ، بينما الاستراتيجيـــــة

المباشرة فى اختبار الفروض تعتمد دائما على الفرض الصفرى فاذا ثبتت صحته يرفض الباحث الفرض البديل ، أما اذا لم تثبت صحة الفرض الصفرى فانه يقبل عندئذ الفرض البديل . أى أننا نختبر الفرض البديل بطريقة غير مباشرة من خلال اختبارنا المباشر للفرض الصفرى .

ولكى نوضح فكرة أن الفرض الصفرى لايمكن اختباره على نحو مباشر نعطى المثال الآتى : نفرض أن أحد الباحثين يريد أن يثبت أن جميع الغربان سوداء فان هذا الفرض البديل فى هذه الحالة يمكن صياغته على النحو الآتى :

جميع الغربان سوداء

أما الفرض الصفرى فيمكن صياغته كما يلى :

جميع الغربان ليس سوداء

وهكذا فان الفرض الصفرى يقرر أنه لو وجد غراب واحد فقط ليس أسود فان الفرض البديل لايكون صحيحا . فاذا حاول الباحث اختبار الفرض البديل مباشرة فانه حتى لو لاحظ مئات (بل آلاف) الغربان وكانت جميعا سوداء فان ذلك لايثبت هذا الفرض البديل (أى جميع الغربان سوداء) لأنه لو استمر فى البحث والملاحظة فربما يكتشف غرابا واحدا غير أسود يؤدى الى دحض فرضه البديل كله . وهكذا فان دليلا سلبيا واحدا يكفى لرفض الفرض البديل بينما آلاف الأدلة الموجبة لاتدعمه . وهكذا لايمكن التأكد من صحة الفرض البديل الا اذا فعل الباحث المستحيل ، أى لاحظ جميع الغربان وتأكد أنها جميعا ذات لون أسود .

وبالطبع ـ كما قلنا ـ يستحيل على الباحث أى يلاحظ جميع الغربان (أو يجمع جميع الأدلة) ، الا أنه قد يلاحظ أعدادا كبيرة منهم (قد تكون بضعة آلاف) ويجد أن " أغلبية الأدلة " لصالح الفرض البديل ، فيستنتج من ذلك أن الفرض البديل قد يكون صحيحا ، ويرفض حينئذ الفرض الصفرى . ولعلك لاحظت أنه قبل الفرض البديل على أساس

اتجاه معظم الأدلة لصالحة وليس لوجود دليل مباشر يؤيده .
(Christenson & Stoup, 1986) .

أهمية الفرض الصفرى :

الفرض الصفرى Null Hypothesis كما اتضح من مناقشتنا السابقة يفترض مقدما قيمة محددة لبارامتر الأصل ، كما يفترض أن أى فروق بين الاحصاءة المحسوبة وهذا البارامتر تكون ضئيلة للغاية بحيث يمكن اعتبارها من نوع أخطاء العينات ، وبالتالى فان الاحصاءة والبارامتر يفترض فيهما التساوى (أى م = م فى حالة المتوسط)، أو أن الفرق بين الاحصاءة والبارامتر يصل الى مستوى الصفر الاحصائى (أى م - م = صفر فى حالة المتوسط أيضا)، وهذا يعنى أيضا عدم الدلالة الاحصائية . وفى هذه الحالة تستخدم الاحصاءة المحسوبة (المتوسط، معامل الارتباط ، الخ) على أنها تقدير لبارامتر الأصل ، بافتراض أن هذه الاحصاءة المحسوبة لعينة معينة لن تختلف قيمتها جوهريا اذا حسبت لعينات كثيرة أخرى محسوبة من نفس الأصل ومتساوية فى العدد، وهذه القيم جميعا سوف لاتختلف جوهريا أيضا عن قيمة بارامتر الأصل. ومعنى ذلك أننا فى الفرض الصفرى نكون على بينة بقيمة بارامتر الأصل، وهذا على عكس الفرض البديل الذى تكون قيمة البارامتر فيه غير معلومة (كما بينا فى الفقرة السابقة حيث يفترض أن م ≠ م فى حالة المتوسط) .

ولهذا السبب فان استخدام الفرض الصفرى هو الاستراتيجية المباشرة الوحيدة لاتخاذ القرارات الاحصائية المقبولة منطقيا ، بل ان الباحث عند اختباره لفرض بديل (من احصاءة عينة) فلا مناص لديه من اللجوء أيضا الى استراتيجية الفرض الصفرى فهى وحدها التى تقوده مباشرة الى قبول الفرض البديل أو رفضه (الا اذا لجأ الى الحل الصعب ، بل المستحيل ، فى اجراء بحثه على آلاف العينات المشتقة من نفس الأصل وحينئذ قد يلجأ الى ترجيح كفة الفرض البديل اذا كانت معظم الأدلة فى صالحه) .

وقد اقترح مفهوم الفرض الصفرى عالم الاحصاء البريطانى الشهير فيشر فى سياق تأكيده المنطقى على طريقة التناقض Contradiction (أو طريقة البطلان Falsifiability فى مقابل طريقة الاثبات Confirmability عند أصحاب المنطق الجديد). فقد ذكر فيشر هذه الحقيقة التى تناولناها فيما سبق وهى أننا لانستطيع ان نتثبت من صحة الفرض البديل (من خلال حصر جميع الأدلة الموجبة عليه) لأن التحقق الكامل Verifiability للفرض فى هذه الحالة يكاد يكون مستحيلا ، بينما يسهل علينا كثيرا اثبات زيف الفرض الصفرى ، فبضعة شواهد دالة تكفى لدحض الفرض الصفرى فى نطاق معين من الشك على نحو يؤدى لقبول الفرض البديل. ولهذا السبب الفلسفى احتل الفرض الصفرى مكانته البالغة فى علم الاحصاء الحديث .

ويوجد سبب آخر ذو طبيعة عملية لأهمية الفرض الصفرى يتلخص فى أن هذا الفرض يزودنا بنقطة بداية ملائمة لأى اختبار احصائى . ففى حالة الفرض البديل اذا كانت م ≠ م فأى فرض سوف نختبر ؟ ان الباحث لاشك لايكون لديه فرض احصائى محدد فى ذهنه لاختباره ، وبدون ذلك لايمكن له أن يتصور أى توزيع مفترض للعينات . أما فى حالة الفرض الصفرى (حيث م = م ، أو م – م = صفر كما ذكرنا) فانه حينئذ يصبح لديه نقطة بداية لتصور توزيع العينات على أساس احصاءة العينة ، يعتمد عليها فى اختبار هذا الفرض الصفرى . ومن نتائج عملية الاختبار الاحصائى هذه قد يتوصل الباحث الى قبول هذا الفرض أو رفضه . فما هى نتائج هذا القرار بالنسبة للفرض التجريبى ؟

فى حالة قبول الفرض الصفرى فان ذلك قد يعنى أن الفرض التجريبى صحيح اذا كان قد صيغ بالفعل فى صورة صفرية (فى ضوء الاطار النظرى للبحث) . أما اذا كان الفرض التجريبى قد صيغ موجها (مرة أخرى فى ضوء نظرية البحث) فان قبول الفرض الصفرى احصائيا يعنى عدم صحة هذا الفرض التجريبى . أما فى حالة رفض الفرض الصفرى فان العكس يصبح صحيحا . أى عدم صحة الفرض التجريبى ان كان صيغ فى صورة صفرية ، وصحته ان كانت صياغته موجهة .

ولكن هل نتائج استراتيجية الفرض الصفرى حاسمة ؟ يرى (Howell, 1987) أننا فى حالة الرفض الاحصائى للفرض الصفرى تكون النتائج عادة ذات اتجاه معين ، قد يتفق أو يختلف مع فرض البحث ، وحينئذ يسهل على الباحث تفسير نتائجه بتدعيم فرضه التجريبى أو تعديله أو حذفه ومايصاحب ذلك كله من تأكيد أو تطوير فى نظرية البحث . ولكن ماذا لو تم قبول الفرض الصفرى احصائيا ؟

يمثل هذا السؤال اشكالية أخرى تكاد تعكس تلك التى تناولناها عند حديثنا عن الفرض البديل . فاذا كانت آلاف الأدلة الموجبة لاتدعم الفرض البديل بينما دليل واحد سالب يدحضه ، فاننا نقول مع الفرض الصفرى أن اثبات " عدم زيف " الفرض الصفرى لايعنى بالضرورة أنه صحيح ، أى بالفعل عدم وجود فروق أو عدم وجود علاقة أو عدم وجود أثر . فالواقع أن النتيجة غير الدالة ، والتى بها ندعم الفرض الصفرى ، هى فى الواقع نتيجة احتمالية وبالتالى غير حاسمة . وقد تنبه فيشر نفسه الى هذه الحقيقة الهامة . وعنده أن على الباحث فى هذه الحالة أن يختار بين قبول الفرض الصفرى وتعليق الحكم . ويعنى تعليق الحكم هنا وجود ثلاثة احتمالات للوصول الى هذه النتيجة (فى حالة استخدام معالجتين احداهما تجريبية والأخرى ضابطة مثلا) هى :

(١) المجموعة التجريبية تعاملت مع المتغير المستقل بطريقة أفضل قليلا من المجموعة الضابطة .

(٢) المجموعة التجريبية تعاملت مع المتغير المستقل بطريقة أسوأ قليلا من المجموعة الضابطة .

(٣) لايوجد أى فرق بين المجموعتين فى التعامل مع المتغير المستقل .

وقد رأى فيشر أن الفشل فى رفض الفرض الصفرى يعنى فى الحقيقة أن بياناتنا لاتكفى للاختيار بين هذه البدائل الثلاثة ، والأصح عندئذ تعليق الحكم .

وقد اتخذ نيمان وبيرسون (Neyman & Pearson, 1933) موقفا مختلفا وأكثر عملية ازاء هذه المسألة . فموقف تعليق الحكم يقول لنا (وخاصة لمتخذى القرارات العملية منا) انتظروا حتى يتم اجراء بحوث أخرى ومن نتائجها يمكن حسم المسألة ورفض الفرض الصفرى . بينما الفرض الصفرى قد يكون أصيلا بالفعل فى نظرية البحث ذاتها ، ناهيك أنه قد لاتتوافر للباحث الامكانات لتكرار البحث عدة مرات . بالاضافة الى أن أى اختبار احصائى لايمكن أن يثبت أبدا وبشكل يقينى ما اذا كان الفرض الصفرى صحيح أو زائف . فالاختبار الاحصائى مؤشر فقط على مدى احتمال حدوث الفرض الصفرى.وبدون دراسة الأصل الكلى يستحيل اثبات أى فرض (صفريا كان أم بديلا) (Welkowitz, et al, 1982).ولذلك اقترح بيرسون وزميله على الباحث أن يختار بين قبول الفرض الصفرى أو رفضه . وحين يقبل هذا الفرض الصفرى فان ذلك لايعنى اثبات أنه صحيح ، وانما ببساطة سوف نتصرف ـ ولو مؤقتا حتى تتوافر لنا بيانات أكثر ملاءمة ـ كما لو كان صحيحا . وفى حالتى القبول أو الرفض يجب أن يكون اهتمامنا أكثر تركيزا على احتمال القبول الزائف أو الرفض الزائف للفرض الصفرى . وقد أثار ذلك عند علماء الاحصاء الاهتمام بأخطاء الاستدلال الاحصائى التى سوف نعرفها فيما يلى :

أنواع القرارات الاحصائية :

يمكن أن تصنف القرارات الاحصائية التى يتوصل اليها الباحث الى أربعة فئات يلخصها الجدول رقم (٤٠) .

جدول (٤٠) أنواع القرارات الاحصائية

		وضع الفرض الصفرى فى الأصل الكلى	
		صحيح	خطأ
نتائج البحث على العينة تقرر بالنسبة للفرض الصفرى	قبول	قرار صحيح : احتمال قبول الفرض الصفرى وهو صحيح بالفعل	خطأ من النمط الثانى: احتمال (أو المخاطرة) بقبول الفرض الصفرى بينما هو خطأ
	رفض	خطأ من النمط الأول : احتمال (أوالمخاطرة) برفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح	قرار صحيح: احتمال رفض الفرض الصفرى وهو خطأ بالفعل

ومن هذا الجدول يتضح أن هناك أربع أنواع من القرارات الاحصائية التى قد يتخذها الباحثون ، بعضها صحيح وبعضها خطأ ، ونبدأ بالقرارات الخاطئة لأنها الأكثر أهمية على النحو الذى بينه كارل بيرسون وزميله فى بحثهما السابق :

(١) أن يكون بارامتر الأصل مساويا بالفعل لاحصاءة العينة ومعنى ذلك أن العينة مشتقة بالفعل من هذا الأصل (أى أن الفرض الصفرى صحيح) ومع ذلك فان الباحث يرفض هذا الفرض الصفرى ، واحتمال أو المخاطرة برفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح يسمى الخطأ من النمط الأول Type I ويشار اليه بالحرف اليونانى (ألفا) .

(٢) أن يكون بارامتر الأصل ليس مساويا بالفعل لاحصاءة العينة ، ومعنى ذلك أن العينة مشتقة من أصل مختلف (أى أن الفرض الصفرى خطأ) ومع ذلك فان الباحث يقبل هذا الفرض الصفرى، واحتمال أو المخاطرة

بقبول الفرض الصفرى بينما هو خطأ يسمى الخطأ من النوع الثانى Type II ويشار اليه بالحرف اليونانى (بيتا) .

(٣) أن يكون بارامتر الأصل ليس مساويا بالفعل لاحصاءة العينة (أى أن الفرض الصفرى خطأ) ويرفض الباحث هذا الفرض الصفرى بالفعل. واحتمال رفض الفرض الصفرى الخاطىء فعلا ، وهو قرار صحيح بالطبع ، يسمى قوة Power الاختبار الاحصائى ، وهو يساوى (١ – الخطأ من النوع الثانى) .

(٤) أن يكون بارامتر الأصل مساويا بالفعل لاحصاءة العينة (أى أن الفرض الصفرى صحيح) ويقبل الباحث هذا الفرض الصفرى بالفعل . واحتمال قبول الفرض الصفرى الصحيح فعلا ، وهو قرار صحيح بالطبع ، يساوى (١ – الخطأ من النوع الأول) .

وفى اجراء أى اختبار احصائى يوجد فى الواقع دائما النوعان المحتملان من المخاطرة بالخطأ : الخطأ من النوع الأول وفيه يرفض الباحث الفرض الصفرى بينما هو صحيح ، أو الخطأ من النوع الثانى أى قبول الفرض الصفرى بينما هو زائف .

ويمكن تحديد احتمال الوقوع فى الخطأ من النوع الأول ببساطة شديدة وعلى نحو مباشر فى ضوء مستوى الدلالة الذى يختاره الباحث لرفض الفرض الصفرى . فحين يختار الباحث مستوى متشددا للدلالة الاحصائية (مثلا مستوى ٠٠١ر بدلا من ٠١ر أو مستوى ٠١ر بدلا من ٠٥ر أو مستوى ٠٥ر بدلا من ١٠ر) فان احتمال الوقوع فى هذا الخطأ قد يكون أكثر حدوثا . والمقصود بالتشدد هنا أن يختار الباحث نسبة أقل من الشك والتى تناظرها بالطبع نسبة أعلى من اليقين . والسؤال هنا لماذا لانزداد تسامحا ونقبل مستويات أقل من الدلالة حتى نتجنب الوقوع فى هذا الخطأ ؟

يجيب جيلفورد وفرتشتر (Guilford & Fruchter, 1978) على هذا السؤال بأننا لو خفضنا مستوى الدلالة (أى زدنا من نسبة الشك) فاننا نزيد أوتوماتيكيا فرص الوقوع فى النوع الآخر من الخطأ (أى قبول الفرض الصفرى بينما هو خاطئ) . ومعنى ذلك أن نوعى الخطأ يرتبطان ارتباطا عكسيا . فاذا زاد أحدهما يقل الآخر والعكس صحيح . واذا كنا نستطيع التحكم المباشر فى الخطأ من النوع الأول فان الخطأ من النوع الثانى لانتحكم فيه الا على نحو غير مباشر من خلال هذه العلاقة العكسية التى تربطه بالخطأ من النوع الأول .

ومن التقاليد الشائعة فى البحث العلمى عدم رغبة الباحثين المخاطرة بالنوع الأول من الخطأ مقارنة بالنوع الثانى . فهم يريدون التأكد من أن نتائجهم لاترجع الى العشوائية أو المصادفة . ولعل المستويين الشائعين للدلالة (٠٥ر ، ٠١ر) يعبران عن هذا الحذر والتحوط ضد الوقوع فى الخطأ من النوع الأول ، بمعنى الوصول الى عدد قليل نسبيا من النتائج التى لاترجع الى الخطأ ، وقبول عدد قليل من الفروق أو العلاقات على أنها دالة .

الا أن الأمر فى البحث العلمى يحتاج الى قدر من التوازن بين نوعى الخطأ ، ويعتمد ذلك على اعتبارات خارجية لها أهميتها ووزنها . وقد تكون هناك أسباب نظرية أو عملية جادة تمنع الباحث من المغامرة بالوقوع فى أحد نوعى الخطأ أو تدفعه الى ذلك . ففى نظرية حديثة لاتزال فى بدايتها يمكن للباحث الوقوع فى النمط الثانى من الخطأ كنوع من الاستطلاع الأولى للنتائج . أما بالنسبة لنظرية مدعمة ولها تاريخ طويل فيمكن الباحث اختيار المجازفة بالوقوع فى النمط الأول سعيا لمزيد من التحقق واليقين والثقة وهذا القرار أكثر شيوعا فى كثير من الحالات العادية أيضا .

وقد لاتكون المسألة مجرد اعتبارات نظرية ، فقد تلعب العوامل

الثقافية والاجتماعية دورها فى هذا القرار . فاذا كان الباحث يجرى دراسة حول وراثة الذكاء مثلا ، وهو موضوع خلافى الى حد كبير، انه فى هذه الحالة يفضل المجازفة بالوقوع فى الخطأ من النوع الأول الذى يتطلب التشدد والصرامة فى اختيار مستوى الدلالة الاحصائية. وفى رأى جيلفورد وفرتشتر أنه فى الممارسة العلمية العامة حين تكون آثار المخاطرة غير خطيرة على القرار العلمى أو العملى فان الاحتمال الثالث الذى اقترحه فيشر من قبل يمكن أن يكون مفيدا . فبدلا من قبول الفرض الصفرى أو رفضه ، يمكن للباحث أن يؤجل الحكم انتظارا للمزيد من نتائج البحوث التالية أو الأدلة المستقبلية . وتأجيل الحكم يتضمن بالضرورة حاجة البحث الى الاستعادة والتكرار ، وهى إحدى الحاجات الهامة فى البحث العلمى بصفة عامة .

وتبقى ملاحظة أخيرة حول الفرض الصفرى يجب أن يتنبه اليها الباحثون وخاصة المبتدئين منهم وهى أن هذا الفرض ليس الا محض مفهوم احصائى يصاغ فى ضوء بارامترات الأصول ، وبعبارة أخرى فان الفرض الصفرى لايعبر عن وجود أو عدم وجود فروق بالفعل كما تعبر عنه نظرية معينة للبحث أو نتائج الدراسات السابقة حول مشكلته . كما أنه لاصلة تربطه بصياغة الفرض التجريبى (أو فرض البحث) ذاته حتى ولو كانت صيغة فرض البحث تعبر عن عدم وجود علاقة أو عدم وجود فروق فى ضوء الاطار النظرى لهذا البحث . أضف الى ذلك أنه ليس مجرد صيغة سلبية للصيغة الايجابية التى يكون عليها فرض البحث . كما أنه لايستخدم فى تنمية الفرض التجريبى حول النتائج المتوقعة للدراسة ، ولايؤلف مكونا من عملية الحدس والاستدلال لدى الباحث فى الوصول الى هذا الفرض التجريبى . انه باختصار جزء من الاجراءات الاحصائية لاتخاذ القرار الاحصائى .فهل تتوقف هذه الموضة الخاطئة التى شاعت فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التى يصوغ فيها الباحثون فروضهم التجريبية فى جميع الأحوال فى صورة فروض صفرية حتى ولو كانت أطرهم النظرية أو معظم نتائج البحوث السابقة حول مشكلة بحثهم تشير الى صياغتها فى صورة موجهة ؟!

دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحــــد :

الفرض الصفرى ـ كما قلنا ـ هو جزء من الاجراءات الاحصائيـــة اللازمة لاختبار فروض البحث التى قد تكون هى ذاتها صفرية أو موجهــة (حسب نظرية النظرية كما بينا مرارا) • وهو نوع من الافتـــراض الأساسى وراء جميع هذه الاجراءات الاحصائية.فهو الاستراتيجية الوحيـدة التى يمكن استخدامها للحكم على دلالة الاحصاءات المحسوبة (كما بينا فى الفصل السابق عند الاشارة الى مفهوم الخطأ المعيارى) أو دلالــة الفروق بين المعالجات أو دلالة العلاقات بين المتغيرات • وبالتالــى لايحتاج الباحث أن يصوغه صوغا صريحا فى بحثه • فالصياغة الصريحـــة الوحيدة المطلوبة فى البحث هى صياغة الفرض التجريبى • ولعلنـــا بذلك ننبه الى خطأ آخر شاع فى بعض البحوث ، الى جانب مانبهنـــا اليه فى نهاية الفقرة السابقة ، خلاصته أن بعض الباحثين يصوغـــون فروضهم الصفرية وفروضهم البديلة معا فى البحث الواحد • وهم بذلــك لايدركون معنى التناقض الذى يقعون فيه ، فالفرض الصفرى هو نقيـــض الفرض البديل الموجه ، فكيف يمكن اختبار النقائض ؟!

واذا كان الفرض الصفرى هو الافتراض الوحيد الذى يعين علـــى اختبار الفروض • فان قبولـــــــه يعنى رفض الفرض البديـــل (وقد يكون هو ذاته فرض البحث) ، أما اذا تم رفضه فان ذلك يعنـى قبول الفرض البديل ، وبهذا لايمكن للفرض الصفرى والفرض البديـــل أن يلتقيا لاختبارهمـــا معا فى وقت واحد ، فبالاضافة الى التناقض الذى أشرنا اليه فان ذلك نوع من المستحيل الاحصائى •

كيف يمكن للباحث أن يختبـــر الدلالــــة ؟

لقد أشرنا فى الفصل السابق الى مفهوم الدلالة الاحصائية ومحكاتها أو مستوياتها •، ولعلنا نذكر القارئ بأن الباحث عندما يختار محـــك الدلالة عند مستوى ٥٠ر مثلا فانه بذلك يقول لنا ان النتيجة الاحصائيـــة

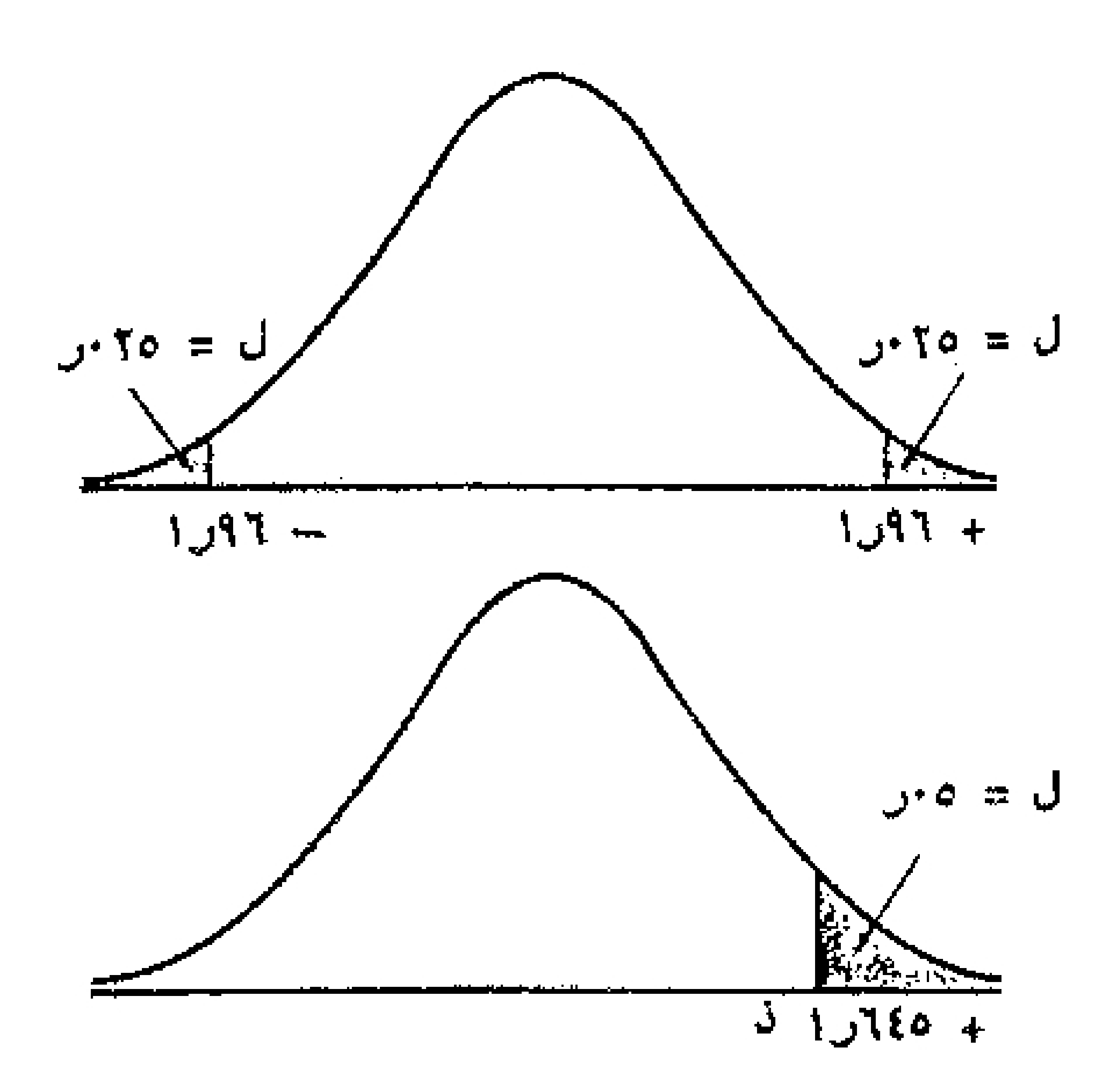
التى حصل عليها (سواء كان احصاءة منفردة أو علاقة بين متغيرين أو فرق بين احصائيتين أو أكثر) اذا تحولت الى درجة معيارية فان المساحة الصغرى فى المنحنى الاعتدالى المقابلة لها تساوى ٠٥ر والمساحة الكبرى تساوى ٩٥ر ومعنى ذلك أنه لو أجريت بحوث عديدة مماثلة وعلى عينات من نفس الحجم فان النتيجة التى يحصل عليها الباحث اذا وصلت الى هذا المستوى من الدلالة أو تجاوزته فاحتمال تكرار حدوثها هو ٩٥ر بينما تكرار عدم حدوثها هو ٠٥ر . وبنفس الطريقة يمكن فهم معنى أى محك آخر للدلالة مثل ٠١ر أو ٠٠٥ر أو ٠٠١ر الخ .

ولكى ندرك العلاقة بين مفهوم مستوى الدلالة ومفهوم الفرض الصفرى نقول أن الباحث حين يقرر استخدام مستوى الدلالة ٠٥ر أو غيره فانه يستخدمه أيضا كمحك لتقويم الفرض الصفرى . ومعنى ذلك أن احصاءة العينة اذا كان الشك فى احتمال تكرارها يصل الى نسبة ٠٥ر أو أعلى من ذلك فان الباحث يرفض حينئذ الفرض الصفرى . ولأن ذلك قد يتضمن المخاطرة بالوقوع فى النمط الأول (أو ألفا) من الخطأ ، وهو رفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح ، يطلق على مستوى الدلالة أحيانا نفس التسمية (مستوى ألفا) ، وهى تسمية أكثر شيوعا فى الكتب الاحصائية الحديثة .

ولكن اذا كان مستوى الدلالة يحدد كلا من المساحة الصغرى لعدم اليقين (أو عدم الثقة) والمساحة الكبرى لليقين (أو الثقة) فكيف نحدد موضع هاتين المساحتين فى المنحنى الاعتدالى ؟ بالطبع ان مايحدد ذلك ــ كما بينا فى الفصل العاشر هو الاشارة الجبرية للدرجة المعيارية (التى يجب أن تحول اليها جميع الاحصاءات لتصبح قابلة للتعامل معها فى فى المنحنى الاعتدالى) . ولعلنا نذكر أيضا أن الدرجة المعيارية السالبة تدل على نقص الاحصاءة المحسوبة على متوسط الأصل ، بينما الدرجة المعيارية الموجبة تدل على زيادة هذه الاحصاءة عن هذا المتوسط . ولعلنا نذكر كذلك أن متوسط الأصل كدرجة معيارية يساوى صفرا .

لنفرض أن الفرض التجريبى للبحث صيغ بالفعل فى صورة صفرية (فى ضوء نظرية البحث ونتائج الدراسات السابقة) حيث يتوقع عدم وجود فروق بين المعالجتين أو عدم وجود ارتباط بين المتغيرين ، فان ذلك يعنى أنه يتوقع بالنسبة للاحصاءات المحسوبة أن تتساوى مع بارامترات الأصل ، وبالتالى فان الدرجة المعيارية لهذه الاحصاءة تساوى الصفر (وهى الدرجة المعيارية المقابلة لمتوسط الأصل). ان الباحث فى اختباره للفرض الصفرى فى هذه الحالة اذا وجد أن الدرجة المعيارية للاحصاءة تقل عن ١ر٩٦ فانه يتوقع لها ألا تختلف عن متوسط الأصل (بسبب عوامل المصادفة والعشوائية) الا بنسبة ٠ر٥ (المساحة الصغرى أو مساحة الرفض) بينما سوف تتطابق مع هذا المتوسط بنسبة ٩٥ر (المساحة الكبرى أو مساحة القبول) والسؤال حينئذ من أين جاءت هاتان النسبتان مع أننا نعلم من قراءتنا لجدول مساحات المنحنى الاعتدالى أن المساحة الصغرى عند الدرجة المعيارية ١ر٩٦ هى ٠٢٥ر بينما المساحة الكبرى ٩٧٥ر. فكيف أصبحتا فى حالتنا هذه ٠ر٥ ، ٩٥ر على التوالى ؟

للاجابة على هذا السؤال نقول ان الباحث فى هذه الحالة لايستطيع أن يحدد موضع المساحة الصغرى هل هى الى يمين المنحنى الاعتدالى أو الى يساره ، وحيث أن الدرجة المعيارية فى هذه الحالة (أى فى حالة الفرض الصفرى) يتساوى احتمال أن تكون سالبة أو موجبة فانه لامناص لنا من وضع المساحتين الصغريين المقابلتين للدرجة المعيارية ١ر٩٦ موضع الاعتبار ، وبجمعهما معا نحصل على مساحة صغرى كلية مقدارها ٠ر٥ (٠٢٥ر + ٠٢٥ر = ٠ر٥) وعندئذ تصبح المساحة الكبرى ٩٥ر (أى ١ - ٠ر٥ = ٩٥ر) . ويسمى اختبار الدلالة فى هذه الحالة دلالة الطرفين ويوضح الجزء العلوى من الشكل رقم (٤٢) ذلك .



الشكل (٤٢) مساحة القبول والرفض فى اختبار دلالة الطرفين البحثية

ويطبق اختبار دلالة الطرفين أيضا على الفروض البديلة غير الموجهة من نوع (توجد فروق بين المعالجات) أو (توجد علاقة بين المتغيرات) دون تحديد لوجهة الفروق أو العلاقة . ولو أن هذه الصيغة للفروض البحثية غير مستحبة ، فلا توجد نظرية فى البحث تدعو الباحث الى مثل ذلك ، والأجدى عندئذ أن تصاغ الفروض التجريبية فى صورة صفرية بشكل مباشر .

تدريب : ارسم المساحتين الصغرى (الرفض) والكبرى (القبول) فى المنحنى الاعتدالى لدلالة الطرفين للدرجات المعيارية الآتية ٢٫٥٨ (مستوى ٠١ر) ، ٢٫٨١ (مستوى ٠٠٥ر) ، ٣٫٣٠(مستوى٠٠١ر)

ماذا عن الفرض البديل الموجه ؟

لنفرض أن الفرض التجريبى للبحث يتوقع زيادة (أو نقص)

درجات المجموعة التجريبية عن المجموعة الضابطة ، أو يتوقع لمعامل الارتباط بين المتغيرين أن يكون موجبا (أو سالبا) ، انه فى هاتين الحالتين ونظائرهما يتوقع للاشارة الجبرية للدرجة المعيارية أن تكون سالبة أو موجبة بالنسبة لمتوسط الأصل أو معامل ارتباط درجات الأصول . وفى هذه الحالة فان الباحث فى اختباره للفرض الصفرى يرفضه اذا وجد أن الدرجة المعيارية للاحصاءة التى حصل عليها تصل الى ١٫٩٦ أو تزيد عليها لأنه يتوقع لهذه الاحصاءة ألا تتكرر (بسبب عوامل المصادفة العشوائية) بنسبة ٠٫٥ وأن تتكرر بنسبة ٠٫٩٥ بسبب اختلاف الأصول . والسؤال هنا مرة أخرى من أين جاءت هذه النسبة ؟

ان ماحدث فى هذه الحالة ـ كما ذكرنا من قبل ـ أننا جمعنا طرفى المنحنى الاعتدالى (أى المساحتين الصفريين) عند هذه الدرجة المعيارية (ومقدار كل منهما كما بينا آنفا هو ٠٫٢٥) عند أحد الطرفين ، ولهذا يسمى هذا النوع من الدلالة الاحصائية اختبار الطرف الواحد ويوضح الجزء السفلى من الشكل رقم (٤٢) ذلك .

ومن المهم أن ننبه هنا أن الباحث فى اختباره الاحصائى للفرض الصفرى فى حالة الفرض التجريبى الموجه يمكن أن يستخدم اختبار دلالة الطرفين اذا كان افتراضه الأساس أنه (من الوجهة الاحصائية) لايهم أن يقبل الفرض الصفرى أو أن يقبل الفرض البديل الموجه سواء أكان فى الاتجاه الذى حدده الفرض التجريبى أو عكس اتجاهه . أما قرار استخدام اختبار الطرف الواحد فيجب أن يستند الى السؤال الجوهرى للبحث . وعلينا أن ننبه على أن وقت القرار حول طبيعة الفرض البديل هو فى بداية البحث وقبل جمع البيانات . وأخطر مايمكن أن يقع فيه الباحث من أخطاء أن يجمع بياناته ثم يحدد مساحة الرفض (المساحة الصفرى) فى أحد طرفى التوزيع دون الآخر فى ضوء

هذه البيانات التى حصل عليها بالفعل . انه لو سار فى هذا الاتجـاه الخاطئ واختار مستوى الدلالة ٠٥ر مثلا فانه فى الواقع يقوم باختبـار دلالة الطرفين عند مستوى ١٠ر . كما لايجب على الباحث أن يوقع نفسـه فى مصيدة اختبار دلالة الطرف الواحد فى الاتجاه الذى يعتقـد أن نتائجه يجب أن تكون فيه ثم يتحول الى دلالة الطرفين اذا اظهـرت بياناته الاتجاه العكسى . انه لو سار على هذا النحو واستخدم مستـوى دلالة ٠٥ر فان ذلك فى الواقع هو اختبـار دلالة طرفين عند مستوى ٠٧٥ر بمساحة مقدارها ٠٥ر عند أحد الطرفين ، ٠٢٥ر عند الطرف الآخـر، حيث المساحة الأكبر تقع فى الاتجاه الذى يحدده تحيز الباحث . وعلـى ذلك فمن المهم للباحث أن يحدد مقدما ماذا يريد من فرضه التجريبـى الموجه وبالتالى من فرضه الاحصائى البديل . فالأمر ليس مغامـرة احصائية غير محسوبـة .

وعلى الباحث أن يدرك بعد هذا التمييز بين نوعى الدلالـة، أن دلالة الطرف الواحد هى فى الواقع نصف دلالة الطرفين . ويوضـح الجدول رقم (٤١) أمثلة توضح ذلك .

جدول (٤١) العلاقة بين دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحـد

مستوى دلالة الطرفين	١٠ر	٠٥ر	٠٢ر	٠١ر	٠٠٥ر	٠٠١ر
مستوى دلالة الطرف الواحد	٠٥ر	٠٢٥ر	٠١ر	٠٠٥ر	٠٠٢٥ر	٠٠٠٥ر
الدرجة المعيارية	٦٥ر١	٩٦ر١	٣٣ر٢	٥٨ر٢	٨١ر٢	٣٠ر٣

حساب دلالة الاحصاءات المنفـــردة
باستخدام مفهوم الفرض الصفرى

لقد تناولنا فى الفصل السابق المعنى العام للدلالة الاحصائية لبعض الاحصاءات الوصفية (المتوسط ، الانحراف المعيارى فى معامل الارتباط) باستخدام مفهوم الخطأ المعيارى . الا أننا نعرض فى هذا القسم طرق اختبار الدلالة الاحصائية لهذه الاحصاءات باستخدام مفهوم الفرض الصفرى تمهيدا لاستخدام هذا المفهوم أيضا فى اختبار دلالة الفروق. ولعل أهم هذه الاختبارات الاحصائية للفرض الصفرى النسبة الحرجة Critical Ratio . واختبار (ت) .

(١) النسبة الحرجة لدلالة المتوسط :

يرمز للنسبة الحرجة فى الاحصاء بالرمز (ذ) ، وهو نفس الرمز الذي نستخدمه للاشارة الى الدرجة المعيارية ، لأن النسبة الحرجة ليست فى الواقع الا درجة معيارية بمعناها العام (أى ذ = $\frac{ح}{ع}$) ،ولكن ماهى قيم ح ، ع فى حالة النسبة الحرجة ؟

لفهم الرمز (ح) فى النسبة الحرجة ، والذى يدل على انحراف الدرجة الخام عن المتوسط ، فى المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية ، يمكن القول أن الاحصاءة المحسوبة للعينة (المتوسط مثلا) تعد فى النسبة الحرجة مناظرة للدرجة الخام ، أما المتوسط فهو بارامتر الأصل . ومن ناحية أخرى فان المناظر فى النسبة الحرجة للانحراف المعيارى فى المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية هو الخطأ المعيارى.

وعلى ذلك فان النسبة الحرجة (ذ) لدلالة المتوسط والتى سوف نقتصر عليها لأهميتها هى :

$$ذ = \frac{م - م}{ع_م}$$

حيث أن

ذ = النسبة الحرجة والتى تعد درجة معيارية كما بينا .

ص = متوسط العينة المحسوب كاحصاءة .

م = القيمة الفرضية لمتوسط الأصل كبارامتر .

$ع_م$ = الخطأ المعيارى للمتوسط بافتراض معرفة الانحراف المعيارى للأصل كبارامتر .

مثـــال :

حصل أحد الباحثين على متوسط أطوال عينة من الأطفال الرضع (ن = ١٠٠) فبلغ ٦٧٫٤ سم ، احسب دلالة هذا المتوسط بافتراض أن متوسط الأصل = ٦٨ سم ، وأن الانحراف المعيارى للأصل = ٣٫٢ سم .

للحصول على دلالة هذا المتوسط لابد من حساب الخطأ المعيارى للمتوسط أولا بالمعادلة ($ع_م = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$) ، وهو يساوى فى هذا المثال ٠٫٣٢ وبتطبيق معادلة النسبة الحرجة السابقة نحصل على مايأتى :

$$ذ = \frac{٦٧٫٤ - ٦٨}{٠٫٣٢} = \frac{-٠٫٦٠}{٠٫٣٢} = ١٫٨٧٥$$

وهى درجة معيارية يمكن مقارنتها بالدرجة المعيارية ١٫٩٦ (التى تحدد مستوى الدلالة ٠٫٠٥) فنجدها أقل منها وبالتالى يكون الحكم عليها بأنها غير دالة ، أى أنه لايوجد فرق بين المتوسط المحسوب كاحصاءة ومتوسط الأصل كبارامتر ، وبالتالى فان متوسط العينة يقع فى مساحة القبول أو الثقة ٠٫٩٥ وعندئذ يقبل الباحث الفرض الصفرى .

تدريـب : احسب نفس دلالة المتوسط السابق فى حالة افتراض هذا الباحث أن الانحراف المعيارى للأصل = ٢ .

اختبار (ت) لدلالة المتوسط :

لعلك لاحظت أن استخدام النسبة الحرجة يتطلب من الباحث معرفة الانحراف المعيارى للأصل . الا أننا فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية يندر أن يتوافر لنا هذا البارامتر . وفى كثير من الأحيان يضطر الباحث الى حساب الخطأ المعيارى للمتوسط من الانحراف المعيارى للعينة كاحصاءة ، ويكون ذلك ـ كما بينا فى الفصل السابق ـ نوعا من التقدير لهذا الخطأ المعيارى .

ولقد كان العالم البريطانى وليام جوست W. Gossett (الذى شاعت كتاباته الاحصائية باسمه المستعار تواضعا Student أو طالب) أول تنبه منذ مطلع هذا القرن الى نقصان الدقة فى تقدير الانحراف المعيارى (ع) للأصل باستخدام الانحراف المعيارى للعينة (ع) مع قلة حجم العينة . فمع نقص عدد أفراد العينة يكون هذا التقدير أقل بكثير من الانحراف المعيارى للأصل ، وبالتالى حين يستخدم الانحراف المعيارى للعينة (ع) فى تقدير الخطأ المعيارى للمتوسط فان هذا التقدير يكون أيضا أقل من الخطأ المعيارى للأصل ، وعندئذ يكون من باب عدم الدقة الاحصائية استخدام القيم الاحتمالية المعتادة للمنحنى الاعتدالى .

ومعنى ذلك ـ فى رأى جوست ـ أن الاستناد فى هذه الحالة الى افتراضات المنحنى الاعتدالى من حيث مساحاته وارتفاعاته ودرجاته المعيارية سوف يقدم لنا اجابات خاطئة ، وخاصة مع العينات الصغيرة كما قلنا . والأصح حينئذ أن يرجع الباحث الى التوزيع الحقيقى للدرجة المعيارية المحسوبة ، وهو التوزيع الذى أطلق عليه جوست اسم توزيع (ت) To Distribution والذى ينسب اليه اختبار الدلالة الاحصائية المشهور (اختبار ت) .

وفى توزيع (ت) يلعب مفهوم درجات الحرية ـ الذى أشرنا اليه

من قبل ـ دورا هاما ، حيث توجد توزيعات مختلفة لقيم (ت) ـ كبدائل لقيم (ذ) فى النسبة الحرجة ـ حسب حجم العينات . ولعلك تذكر أن درجات الحرية للخطأ المعيارى للمتوسط المحسوب بهذه الطريقة عددها (ن ـ ١) .

ولحسن الحظ فان الباحث ليس فى حاجة الى معرفة شكل كل توزيع من توزيعات (ت) مقدما ، ويمكنه أن يستخدم توزيع (ت) على نفس النحو الذى يستخدم فيه توزيع المنحنى الاعتدالى ، وحينئذ يحل اختبار (ت) محل النسبة الحرجة كمقياس للدلالة الاحصائية . ومن المهم أن ننبه هنا الى أنه فى العينات الكبيرة يقترب توزيع (ت) من التوزيع الاعتدالى اقترابا شديدا ، وحينئذ يمكن أن يحل اختبار (ت) والنسبة الحرجة ، كل منهما محل الآخر .

ومعادلة اختبار (ت) لحساب دلالة المتوسط هى :

$$ت = \frac{م - م}{ع م}$$

حيث أن

ت = اختبار دلالة الفرق بين المتوسط كاحصاءة وبارامتر معلوم للأصل .

م = متوسط العينة المحسوب كاحصاءة .

م = القيمة الفرضية لمتوسط الأصل كبارامتر .

ع م = تقدير الخطأ المعيارى للمتوسط بافتراض عدم معرفة الانحراف المعيارى للأصل ، ويعتمد فى حسابه على الانحراف المعيارى للعينة .

وبعد حساب (ت) يمكن للباحث اللجوء مباشرة الى جدول مستويات دلالة (ت) التى أعدها جوست (راجع الملحق رقم ٤) . وكل ما هو مطلوب من الباحث أن يحدد درجات الحرية فى عينته (وهى ن ـ ١ فى حالة

ـبار دلالة المتوسط) ، ويكون ذلك مدخله الى اختبار توزيع (ت) المناسب لعينته عند النسب المختلفة للاحتمال (وخاصة ٠٥ر ، ٠١ر)، وعليه أن يقارن بين (ت) المحسوبة و (تَ) الجدولية عند مستوى الدلالة المختار ، فاذا كانت تساوى أو تزيد على هذه القيمة فانه يستنتج أن المتوسط دال أى يختلف جوهريا عن بارامتر الأصل (رفض الفرض الصفرى) ٠

مثـــال :

حصل أحد الباحثين على متوسط الدخل اليومى بالجنيه لعينة من الحرفيين (ن = ١٥) فبلغ ١٨ر٨٠ جنيها ، والمطلوب حساب دلالة هذا المتوسط بافتراض أن متوسط الأصل ١٧ جنيها ، وأن الانحراف المعيارى للعينة يساوى ٣ر٥٠ (على أساس أن الباحث لايعرف الانحراف المعيارى للأصل) ٠

اننا فى هذه الحالة نطبق معادلة اختبار (ت) السابقة كما يلى:

$$\text{ت} = \frac{\text{١٨ر٨٠} - \text{١٧}}{\left(\frac{\text{٣ر٥٠}}{\sqrt{\text{١٥} - \text{١}}}\right)} = \frac{\text{١ر٨٠}}{\text{٠ر٩٤}} = \text{١ر٩١}$$

وبالكشف فى جدول توزيع (تَ) فى الملحق رقم (٤) عند درجات حرية (١٥ ــ ١ = ١٤) نجد أن القيمة الجدولية عند مستوى ٠٥ر = ٢ر١٤٥ وهى أعلى من القيمة المحسوبة وبالتالى يستنتج الباحث أن المتوسط غير دال احصائيا ، أى لايختلف عن بارامتر الأصل (قبول الفرض الصفرى) ٠

اختبار (ت) لدلالة معامل الارتبـــاط :

استطاع العلامة البريطانى أرنولد فيشر أن يتوصل الى طريقة عامة لاختبار دلالة معامل الارتباط فى ضوء فكرة الفرض الصفرى، والمقصود به هنا أن يعامل معامل الارتباط بين المتغيرين فى الأصل الكلى

يساوي صفرا ، أي لاتوجد علاقة بين المتغيرين فى الأصل ، أوأن المتغيرين فى الأصل مستقلان على أساس افتراضات المصادفة والعشوائية التى تستند اليها القياسات لكل متغير منهما . وهكذا يكون فرضنا الاحصائى مرة أخرى احصائيا .

ويذكر (Glass & Hopkins, 1984) أن هذا الفرض الصفرى لمعامل الارتباط له معناه من ناحيتين : أولهما أن معامل الارتباط الصفرى يقع فى منتصف المسافة بين معامل الارتباط الموجب ومعامل الارتباط السالب ، وثانيهما أن معامل الارتباط الصفرى بين متغيرين له أهميته الخاصة لأنه يدل على استقلال المتغيرين على نحو قد يتضمن مفاهيم المصادفة والاحتمال والعشوائية كما بينا .

وكان الافتراض الأساسى عند فيشر هو التوزيع الاعتدالى للمتغيرين، وتعتمد فكرة التحويل اللوغاريتمى التى تناولناها فى الفصل السابق على هذا الافتراض . الا أن جوست (أو ستودينت) استطاع أن يطور اختبار (ت) ليصبح طريقة عامة لاختبار الفروض الصفرية سواء كانت لمتغير واحد أو أكثر على أساس التعامل فى تقدير بارامتر الأصل (معامل ارتباط الأصل) على معامل الارتباط المحسوب للعينة (الاحصاءة) .

والصيغة التى يتخذها اختبار (ت) لدلالة معامل الارتباط بافتراض أن معامل ارتباط الأصل صفرا هى :

$$ت = \frac{ر - صفر}{\sqrt{\frac{1 - ر^2}{ن - 2}}}$$

$$أو \quad ت^* = \frac{ر}{\sqrt{\frac{1 - ر^2}{ن - 2}}}$$

* توجد صيغة أخرى لهذه المعادلة كما يلى $ت = \frac{ر \sqrt{ن - 2}}{\sqrt{1 - ر^2}}$

وبالمقارنة بين قيمة (ت) المحسوبة بقيمة (تَ) الجدولية عند درجات حرية (٥٠٩) فى جدول توزيع (ت) المبين فى الملحق رقم (٤) نجدها دالة عند مستوى ١٠ر وبالتالى يستنتج الباحث أن معامل الارتباط بين المتغيرين أصيل ولايرجع الى المصادفة وبالتالى يرفض الفرض الصفرى . وذلك على الرغم من أن معامل الارتباط (١٥٤ر) يبدو صغيرا من مجرد النظر ، والسبب فى ذلك كبر حجم العينة .

ولكى نوضح ذلك احسب دلالة معامل ارتباط مقداره ٥٦٢ر حسب لعينة صغيرة (ن = ١٠) . اننا بتطبيق معادلة (ت) السابقة نحصل على القيمة التاليـــة :

$$\text{ت} = \frac{\text{٥٦٢ر}}{\sqrt{\frac{\text{١} - (\text{٥٦٢ر})^{\text{٢}}}{\text{١٠} - \text{٢}}}} = \frac{\text{٥٦٢ر}}{\sqrt{\text{٠٨٥ر}}} = \frac{\text{٥٦٢ر}}{\text{٢٩٢ر}} = \text{١ر٩٢}$$

وباستخدام الملحق رقم (٤) لتوزيع (ت) نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة حتى عند مستوى ٠٥ر وبالتالى فان الباحث يقبل الفـــرض الصفـــرى .

ولعل هذا المثال ينبه كثيرا من الباحثين الذين يعتمدون علـى حجم معامل الارتباط فحسب فى استنتاج وجود أو عدم وجود علاقة بيـن المتغيرين . ففى المثال السابق وجدنا أن المعامل ١٥٤ر كان دالا عند مستوى مرتفع من الثقة بينما المعامل ٥٦٢ر لم يكن دالا . ومرة أخرى ننبه الباحثين الى أن معامل الارتباط غير الدال يعد صفرا ويعامل فـى تفسير النتائج على هذا الأساس . فهل تتوقف تلك الممارسة العجيبة التى شاعت فى كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الحديثـة والتى يبذل فيها الباحثون جهودا مضنية لتفسير بعض معاملات الارتبـاط وخلع المعنى عليها (سلبا أو ايجابا) بينما هى فى الحقيقـة لاتتجاوز الصفر ولها نفس معناه حتى ولو كانت قيمتها العددية كبيرة ؟

ويمكن تعديل المعادلة السابقة لاعطاء أدنى قيمة يرفض عندها الفرض الصفرى (أى معامل ارتباط الأصل يساوى صفرا) باستخدام القيمة الحرجة لمعامل الارتباط ، عند درجات حرية تساوى (ن - ٢)، وهذه القيمة الحرجة لاختبار (ت) تتحدد بالاعتماد على ($\bar{ت}$) الجدولية المقابلة لمستوى دلالة معين (٠٥ر أو ٠١ر) عند درجات حرية معينة وفى هذه الحالة فان القيمة الحرجة لمعامل الارتباط تحسب بالمعادلة الآتية :

$$ر_ت = \frac{\bar{ت}}{\sqrt{\bar{ت}^2 + (ن - ٢)}}$$

حيث $\bar{ت}$ = ت الجدولية وليست المحسوبة .

$ر_ت$ = القيمة الحرجة لمعامل الارتباط .

<u>مثال :</u>

اذا كانت ($\bar{ت}$) الجدولية لدرجات حرية (٢٥ - ٢) عند مستوى ٠٥ر تساوى ٢٫٠٧ فاننا نحسب القيمة الحرجة لمعامل الارتباط فى هذه الحالة على النحو الآتى :

$$ر_ت = \frac{٢٫٠٧}{\sqrt{(٢٫٠٧)^2 + ٢٣}} = ٣٩٦ر$$

وقد اعتمد على هذه المعادلة فى حساب الحدود الدنيا (أو القيم الحرجة) لمعاملات الارتباط لتكون دالة عند المستويات المختلفة من الاحتمال عند درجات حرية مختلفة (ن - ٢ بالطبع)، ويوضح الملحق رقم (٥) جدول دلالة معامل الارتباط بهذا المعنى . ويمكن للباحث أن يعتمد عليه مباشرة دون حاجة لحساب قيمة (ت). ومن فحص هذا الجدول تلاحظ أن معامل الارتباط يجب أن يكون ٤٦٨ر على الأقل ليكون دالا عند مستوى ٠٥ر اذا كانت درجات الحرية ١٦

بينما حده الأدنى هو ٣٥٤ر ليكون دالا عند مستوى ١٠ر اذا كانت درجات الحرية ٥٠ .

تدريب :

احكم على دلالة معامل ارتباط يساوى ٤٩ر محسوب لعينة عدد أفرادها ١٨ مفحوصا . ثم فسر معنى مستوى الدلالة الذى تحصل عليه .

دلالة الفروق بين المتوسطات

سبق أن تحدثنا عن تقدير بارامترات الأصل من الاحصاءات المحسوبة للعينة والوصول من ذلك الى استنتاجات حول دقة هذه التقديرات فيما يسمى الخطأ المعيارى . وفيما سبق كان اهتمامنا باحصاءة واحدة كالمتوسط أو الانحراف المعيارى أو معامل الارتباط الا أننا هنا أكثر اهتماما بمعرفة اختلاف بارامترات أصل معين عن آخر أو بدقة أكثر بمعرفة ما اذا كانت احصاءتين ملاحظتين ، كأن تكونا متوسطين أو معاملى ارتباط ، تظهران فروقا فيما يقابلهما من بارامترات الأصل . وهذا مايسمى دلالة الفروق . ودلالة الفروق قد تكون أحيانا أهم للباحث النفسى والتربوى والاجتماعى من مجرد تحديد الخطأ المعيارى لاحصاءة واحدة أو الحكم على دلالتها . وفى هذه الحالة يختبر الباحث فرضا صفريا محددا يصاغ فى الصورة الآتية اذا كان الأمر يتصل بدلالة الفرق بين متوسطين :

" لايوجد بين متوسطى المقياسين أى فرق له دلالة " أو بعبارة أخرى "الفرق بين المتوسطين فى المجتمع الأصلى يعادل صفرا" وفى هذه الحالة يقارن الباحث هذا الفرق بين المتوسطين بالخطأ المعيارى لهذا الفرق نفسه .

وفى تحديد الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات يجب أن نميز بين المتوسطات المرتبطة وغير المرتبطة . ويقصد بالمتوسطات المرتبطة تلك التى تحسب لمجموعات بينها علاقة من نوع ما كالمجموعات المتكافئة (ومنها التوائم) أو المجموعات التى أعيد عليها القياس فى تجارب القياس القبلى ـ البعدى ، أو مجموعات اعادة الاختبار وغيرها. وتسمى القياسات التى يحصل عليها الباحث بهذه الطريقة القياسات المتكررة Repeated Measures

أما المتوسطات غير المرتبطة فهى تلك المتوسطات المحسوبة لمجموعات مستقلة ، أى التى صنفت الى المعالجات المختلفة بطريقة عشوائية تماما ولاتلعب فيها أى عوامل أخرى غير المصادفة أى دور .

أولا: دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة :

الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات المرتبطة :

يحسب الخطأ المعيارى لفروق متوسطات العينات المرتبطة كما يلى:

$$\text{ع}_{\text{م}_1 - \text{م}_2} = \sqrt{\text{ع}^2_{\text{م}_1} + \text{ع}^2_{\text{م}_2} - (2 \times \text{ر} \times \text{ع}_{\text{م}_1} \times \text{ع}_{\text{م}_2})}$$

حيث الرمز $\text{ع}_{\text{م}_1 - \text{م}_2}$ = الخطأ المعيارى لفرق متوسط المجموعة الأولى من متوسط المجموعة الثانية .

$\text{ع}_{\text{م}_1}$ = الخطأ المعيارى لمتوسط المجموعة الأولى.

$\text{ع}_{\text{م}_2}$ = الخطأ المعيارى لمتوسط المجموعة الثانية .

ر = معامل ارتباط درجات المجموعة الأولى بدرجات المجموعة الثانية .

مثـال :

قام أحد الباحثين باعادة اختبار قدرة لغوية على عينة من التلاميذ قبل التدريب على الفهم اللغوى وبعده ، فكانت النتائج كما يلى :

المتوسط قبل التدريب (م١) = ١٤٫٢

الانحراف المعيارى قبل التدريب (ع١) = ٢٫١

المتوسط بعد التدريب (م٢) = ١٦ر٤

الانحراف المعيارى بعد التدريب (ع٢) = ٣ر٨

معامل الارتباط بين درجات الاختبار القبلى و الاختبار البعدى (ر) = ٧٣ر

عدد الأزواج (ن) = ١٠٠

∴ الخطأ المعيارى لمتوسط الدرجات قبل التدريـــب

$$ع_{م١} = \sqrt{\frac{٣ر١}{١٠٠}} = ٣١ر$$

الخطأ المعيارى لمتوسط الدرجات بعد التدريـــب

$$ع_{م٢} = \sqrt{\frac{٣ر٨}{١٠٠}} = ٣٨ر$$

الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطيـــن

$$ع_{م١ - م٢} = \sqrt{(٣١ر^{٢} + ٣٨ر^{٢}) - (٢ \times ٧٣ر \times ٣١ر \times ٣٨ر)}$$

$$= \sqrt{٠٢٤ر - ٠١٧ر} = \sqrt{٠٠٧ر} = ٠٢٦ر$$

٢) <u>النسبة الحرجة للفرق بين متوسطين مرتبطين :</u>

المشكلـــة الأحصائيـــة هنا بالطبع هى الحكم على دلالة الفـــرق بين المتوسطيـــن وهو فى مثالنا : = ١٦ر٤ - ١٤ر٢ = ٢ر٢ ، وذلـــــك لتحديد الى أى حد يختلف من الصفر . وبعبارة أخرى كيـــف يمكن الحكم على ما اذا كانت القيمة ٢ر٢ (الفرق بين المتوسطيـــن) ترجع الى المصادفة وبالتالى يصبح الفرق مساويا للصفر (قبول الفـــرض الصفرى) ، أو أنها ترجع الى فرق أصيل حقيقى يعود الى أثر التدريب (رفض الفرض الصفرى) ؟

والفرض الصفرى فى حالة دلالة الفروق بين المتوسطات يعنى بشكل أكثر دقة من الوجهة الاحصائية أن متوسط التوزيعات التكرارية لهذه الفروق يساوى صفرا ، ويحسب بعد ذلك مدى اقتراب أو ابتعاد الفرق المساوى ٢ر٢ فى هذا المثال عن المتوسط الفرضى لهذه الفروق المساوية للصفر لنحدد من هذا الدلالة الاحصائية .

لكن الانحراف المعيارى للتوزيعات التكرارية لتلك الفروق هو نفسه الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين الذى حصلنا عليه امبريقيا ،وبهذه الطريقة يمكننا تحديد مدى الثقة فى هذا الفرق وذلك بتحويله الى درجات معيارية ونسبته الى المنحنى الاعتدالى ومعنى ذلك أن الدرجة المعيارية للفرق ٢ر٢ =

$$د = \frac{٢ر٢ - صفر}{٢٦ر}$$

$$أو \quad د = \frac{٢ر٢}{٢٦ر} = ٥ر٨$$

الا أننا سبق أن أشرنا الى أن الدرجة المعيارية لـ ٥٨ر٢ تحدد لنا مستوى ثقة مقداره ٩٩ر وشك مقداره ٠١ر فى ضوء المساحات المعيارية . وأن الدرجة المعيارية المساوية ٩٦ر١ تحدد لنا مستوى ثقة مقداره ٩٥ر وشك مقداره ٠٥ر فى ضوء المساحات المعيارية أيضا . ولكن الدرجة المعيارية التى حصلنا عليها أكبر من ٥٨ر٢ وبالتالى نقول أن الفرق بين المتوسطين دال عند مستوى ٠١ر وتسمى الدرجة المعيارية لفروق المتوسطات بالنسبة الحرجة ومعادلتها العامة هى :

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين}}$$

$$د = \frac{م_١ - م_٢}{ع_{م_١ - م_٢}}$$

ثانيا : دلالة الفروق بين المتوسطات المستقلة (غيرالمرتبطة) :

(١) الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات المستقلـــــة :

معادلة الخطأ المعيارى لفروق المتوسطات المستقلـــــة هـــى نفسها المعادلة السابقة للمتوسطات المرتبطة . ونشير هنا الى أن معادلة المتوسطات المرتبطة هى الصيغة الأكثر عمومية . الا أنها تختلف هنا فى شىء واحد ناتج من افتراض أن معامل الارتباط (ر) يساوى صفرا بســبب استقلال العينتين وبالتالى تصبح المعادلة فى صورتها الملائمة لهـــذه الحالة على النحو التالـــى :

$$ع_{م_1 - م_2} = \sqrt{ع^2_{م_1} + ع^2_{م_2}}$$

حيث أن المقدار $٢ \times ر \times ع_{م_1} \times ع_{م_2}$ فى المعالة السابقة يساوى صفرا

(٢) النسبة الحرجة للفرق بين متوسطين مستقليـــن :

يمكن صياغة معادلة عامة للنسبة الحرجة فى حالة المتوسطـــات المستقلة وهى كما يلـــى :

$$ذ = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2}{ن_1} + \frac{ع_2^2}{ن_2}}}$$

حيث يدل الرمز ذ على النسبة الحرجـــة

$م_1$ ، $م_2$ على متوسط المجموعة (٢) والمجموعة (٢) .

$ع_1$ ، $ع_2$ على الانحراف المعيارى لكل مجموعـــة .

$ن_1$ ، $ن_2$ على عدد أفراد كل مجموعـــة .

مع ملاحظة أن $م_1 - م_2$ لاتهم فيه الاشارة الجبرية لأن تحديد أى المجموعتين هو المجموعة الأولى وأيهما هو المجموعة الثانية يتوقف على الباحث نفسه ، وعموما فان الاشارة تحدد اتجاه الفرق لصالح أى من المجموعتين ان وجد دالا ، ولذلك اذا كانت النسبة الحرجة لها دلالة احصائية فان الباحث يحدد اتجاه الدلالة لصالح أى المجموعتين .

ثالثا : اختبار (ت) لتحديد دلالة الفروق بين المتوسطات :

يميز علماء الاحصاء كما أشرنا آنفا بين الخطأ المعيارى للأصل والخطأ المعيارى للعينة ، وينشأ ذلك من أن الانحراف المعيارى فى الحالة الأولى عادة مايكون أكبر منه فى الحالة الثانية . وقد أشرنا فى القسم السابق الى استخدام جوست (أو ستودينت) لمفهوم درجات الحرية لتصحيح تقدير الخطأ المعيارى للأصل من الخطأ المعيارى لاحصاءة العينة .

وقد أشرنا فى القسم السابق أيضا الى أن علماء الاحصاء حسبوا نسب الاحتمالات لتوزيعات (ت) عند درجات الحرية المختلفة وأعدوا جدولا لهذا الغرض لاتكاد تخلو منه المؤلفات المتخصصة ، ويسمى جدول توزيع (t) أو (ت) ثم شاع استخدام هذا الجدول بحيث لم يعد يقتصر على العينات الصغيرة وحدها وأصبح صالحا للاستخدام مع العينات الكبيرة أيضا .

ولكى يستخدم الباحث جداول توزيع (ت) للحكم على دلالة الفروق بين متوسطين تستخدم معادلات خاصة تسمى معادلات اختبار (ت) وقد شاع اختبار (ت) حتى كاد يحل محل النسبة الحرجة التى أشرنا اليها .

(١) اختبار (ت) للمجموعات المستقلة :

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2}{ن_1 + ن_2 - ٢}\left[\frac{١}{ن_1} + \frac{١}{ن_2}\right]}}$$

حيث يدل الرمز $م_1$ ، $م_2$ على متوسطى المجموعتين على التوالى.

$ن_1$ ، $ن_2$ على عدد أفراد كل مجموعة على حدة .

$ع_1$ ، $ع_2$ على الانحراف المعيارى لكل مجموعة .

وبعد حساب قيمة (ت) يحدد الباحث درجات الحرية وهى فى حالة الفرق بين متوسطى مجموعتين مستقلتين تساوى ($ن_1 + ن_2 - ٢$) حيث درجات حرية المجموعة الأولى تساوى ($ن_1 - ١$) ، ودرجات حرية المجموعة الثانية تساوى ($ن_2 - ١$) ومجموعها يساوى ($ن_1 + ن_2 - ٢$).

وبعد تحديد قيمة (ت) ودرجات الحرية يقارن الباحث قيمة (ت) المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية عند درجات الحرية التى حددها ، فان كانت قيمة (ت) المحسوبة تساوى القيمة الموجودة فى الجدول أو تزيد عليها عند مستوى الدلالة المناسب (٠٥ر أو ٠١ر مثلا) يصبح للفرق بين المتوسطين دلالة احصائية عند هذا المستوى أو ذاك (رفض الفرض الصفرى) ، والا فانها تكون ليست لها دلالة احصائية وعندئذ يقبل الباحث الفرض الصفرى .

مثال :

اجرى أحد الباحثين تجربة فى حفظ المقاطع عديمة المعنى على مجموعتين اختيرتا عشوائيا احداهما مجموعة تجريبية تعرضت لتعزيز الاستجابات الصحيحة ومجموعة ضابطة لم تتعرض للتعزيز ، وبعد انتهاء

معالجتى التعلم حصل الباحث على البيانات الآتية فى ضوء عدد المقاطع المستدعاة لدى أفراد المجموعتين ٠

المجموعة التجريبية	المجموعة الضابطة
$م_1$ = ١٣	$م_2$ = ١١
$ع_1^2$ = ١٢٢	$ع_2^2$ = ٦٨
$ن_1$ = ١٢	$ن_2$ = ١٠

وبتطبيق المعالة السابقة تحسب (ت) فى هذه الحالة على النحو الآتى :

$$ت = \frac{١٣ - ١١}{\sqrt{\frac{(١٢ \times ١٢٢) + (١٠ \times ٦٨)}{١٢ + ١٠ - ٢}\left(\frac{١}{١٢} + \frac{١}{١٠}\right)}}$$

$$= \frac{٢}{\sqrt{\frac{٢١٤٤}{٢٠}(١٨ر)}} = \frac{٢}{\sqrt{١٩ر٢٩٦}} = \frac{٢}{٤ر٣٩}$$

$$= ٤٦ر$$

وبالكشف فى جدول (ت) للدلالة ذات الطرفين عند درجات حرية ٢٠ نجد أن القيمة المحسوبة ليست دالة عند مستوى ٠٥ر وبالتالى فإن الباحث فى هذه الحالة يقبل الفرض الصفرى (أى عدم وجود فروق بين المجموعتين) ٠

(٢) اختبار (ت) للمجموعات المستقلة المتساوية الأعداد :

لتسهيل حساب قيمة (ت) فى حالة المجموعات المستقلة المتساوية الأعداد توجد صيغة مختصرة من المعادلة السابقة وهى :

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2}{ن - 1}}}$$

وهذه المعادلة هى نفس المعادلة السابقة بافتراض أن $ن_1 = ن_2$ مع ملاحظة أن درجات الحرية فى هذه الحالة أيضا هى ($ن_1 + ن_2 - 2$) أو ٢ (ن - ١) أو (٢ ن - ٢) .

ولعلنا بهذا ننبه الى خطأ شاع عند بعض الباحثين الذين يستخدمون هذه المعادلة حيث يحسبون درجات الحرية على أنها تساوى (ن - ١) استنادا الى المقام الوارد تحت الجذر التربيعى فى مقام المعادلة السابقة .ومرة أخرى ننبه الى أن هذه الصيغة ليست صيغة جديدة وانما هى اختصار للمعادلة الأصلية .

مثال :

أجرى أحد الباحثين تجربة مماثلة للتجربة السابقة وحصل على البيانات الآتية :

المجموعة التجريبية	المجموعة الضابطة
$م_1 = ١٧$	$م_2 = ١٠$
$ع_1^2 = ٣٦$	$ع_2^2 = ٢٥$
$ن_1 = ١٠$	$ن_2 = ١٠$

وبتطبيق المعالة السابقةتحسب (ت) فى هذه الحالة على النحو الآتى :

$$ت = \frac{١٧ - ١٠}{\sqrt{\frac{٣٦ + ٢٥}{١٠ - ١}}}$$

$$= \frac{٧}{\sqrt{\frac{٦١}{٩}}} = \frac{٧}{\sqrt{٦٫٧٨}} = \frac{٧}{٢٫٦}$$

$$= ٢٫٦٩$$

وبالكشف فى جدول (ت) عند درجات حرية ١٨ نجد أن (ت) المحسوبة أعلى من القيمة الجدولية عند مستوى ٠١ر (تً الجدولية عند مستوى ٠١ر تساوى ٢٫٨٧٨) ومعنى ذلك أن هذا الباحث يرفض الفرض الصفرى ويقبل الفرض البديل أى وجود فروق جوهرية بين المجموعتين .

٣) اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة :

يواجه الباحث النفسى والتربوى والاجتماعى فى كثير من الأحيان بمشكلات المقارنة بين متوسطى مجموعتين مرتبطتين (وقد أشرنا الى طبيعة هذا النوع من المجموعات فيما سبق) وفى هذه الحالة تستخدم صيغة خاصة من اختبار (ت) وهى :

$$ت = \frac{م_ق}{\sqrt{\frac{مج\ ح^{٢}_{ق}}{ن\ (ن - ١)}}}$$

حيث يدل الرمز $م_ق$ على المتوسط العام لفروق الدرجات المرتبطة .

$مج\ ح^{٢}_{ق}$ على مجموع مربعات انحراف فروق الدرجات عن المتوسط العام لهذه الفروق .

ن = عدد أزواج الأفراد .

مع ملاحظة أن درجات الحرية فى هذه الحالة تساوى (ن - ١) حيث تدل (ن) فى جميع الأحوال (فى المعادلة وفى حساب درجات الحرية) على عدد أزواج الأفراد .

ولكى نوضح استخدام هذه المعادلة نعطى المثال التالى فى تجربة قام بها أحد الباحثين للمقارنة بين قسوة

منعكس المركبة بالميلليمتر تحت معالجتى التوتر والاسترخاء لنفس الأفراد فحصل على البيانات الواردة فى الجدول رقم (٤٢) ٠

جدول (٤٢) بيانات معالجتين تجريبيتين لنفس الأفراد
(مجموعتان مرتبطتان)

الأفراد	معالجة التوتر	معالجة الاسترخاء	ق	$ح_{ق}$	$ح_{ق}^{٢}$
أ	٣١	٣٥	– ٤	– ٤ر٦	٢١ر١٦
ب	١٩	١٤	+ ٥	+ ٤ر٤	١٩ر٣٦
جـ	٢٢	١٩	+ ٣	+ ٢ر٤	٥ر٧٦
د	٢٦	٢٩	– ٣	– ٣ر٦	١٢ر٩٦
هـ	٣٦	٣٤	+ ٢	+ ١ر٤	١ر٩٦
ن = ٥			مج ق = +٣ $م_{ق}$ = ٦ر	صفر	٦١ر٢٠ مج $ح_{ق}^{٢}$

وبتطبيق المعادلة السابقة يتضح :

$$ت = \frac{\text{٦ر}}{\sqrt{\frac{\text{٦١ر٢٠}}{\text{٥(٥ – ١)}}}} = \frac{\text{٦ر}}{\sqrt{\frac{\text{٦١ر٢٠}}{\text{٢٠}}}} = \frac{\text{٦ر}}{\sqrt{\text{٣ر٠٦}}}$$

$$= \frac{\text{٦ر}}{\text{١ر٧٥}} = \text{٣٤ر٠}$$

وبمقارنة هذه القيمة المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية عند درجات حرية (٥ – ١) نجد أنها ليست لها دلالة احصائية عند مستوى ٠٥ر ٠

ثالثا : اختبار (أ) لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة :

يوجد اختبار آخر لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة أسهل فى حسابه من اختبار (ت) ومع ذلك فهو يكافؤه احصائيا ورياضيا ٠

وقد اقترح هذا الاختبار ساندلر Sandler كما ابتكر له المعادلة الآتية :

$$أ = \frac{مجـ ق^{٢}}{(مجـ ق)^{٢}}$$

ويوضح المثال الآتى جدول رقم (٤٣) طريقة حساب هذا الاختبار مقارنا باختبار (ت) للمتوسطات المرتبطة . ويتضمن البيانات التى حصل عليها أحدالباحثين من تطبيق مقياس للاتجاه نحو العمل اليدوى على مجموعة من طلاب المدارس الفنية الصناعية قبل الانتظام فى الدراسة وبعد عام من الدراسة فى احدى هذه المدارس ، وكانت هذه البيانات شأنها شأن بيانات المثال السابق من النوع الذى يسمى فى الاحصاء الاستدلالى المقاييس المتكررة كما ذكرنا من قبل :

جدول (٤٣) الطريقة المباشرة لحساب اختبار (أ) لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة

القياس القبلى	القياس البعدى	الفروق (ق)	مربعات الفروق (ق ٢)
١٠	١٤	– ٤	١٦
٨	١٠	– ٢	٤
١٢	١٣	– ١	١
١٥	١٩	– ٤	١٦
١٧	١٦	١	١
١١	١٨	– ٧	٤٩
٧	٨	– ١	١
٨	١١	– ٣	٩
١١	١٠	١	١
١١	١١	صفر	صفر
ن = ١٠		مجـ ق = – ٢٠	مجـ ق٢ = ٩٨

وبتطبيق المعادلة السابقة تحصل على قيمة اختبار (أ) على النحو الآتـى :

$$أ = \frac{٩٨}{(-٢٠)^٢} = \frac{٩٨}{٤٠٠} = ٠,٢٤٥$$

ويمكن الرجوع الى جدول الدلالة الخاص بهذا الاختبار والذى أعده ساندلر (Sandler, 1955) والذى أعدنا انتاجه فى الملحق رقم (٦) .

الافتراضات الأساسية لاختبار (ت) :

توجد ثلاثة افتراضات أساسية اقترحها جوست (ستودينت) يقوم عليها اشتقاق توزيع (ت) ، أى توزيع أخطاء العينة للنسبة (ت) حين يكون الفرض الصفرى صحيحا ، وهذه الافتراضات الثلاثة هـى :

(١) الاعتداليـة : أى أن يكون توزيع الفروق بين المتوسطات للعينات المختارة اعتداليا . ولايتوافر هذا الشرط الا اذا كان توزيع الدرجات الخام لهذه العينات اعتداليا أيضا .

وهذا الافتراض ليس لأن المنحنى الاعتدالى هو النموذج الرياضى الذى يقترب منه توزيع كثير من المتغيرات فحسب وانما لأن هذا المنحنى يتسم أيضا بخاصية رياضية هامة هى أن المتوسطات والتباينات للعينات ذات التوزيعات الاعتدالية تتسم بأنها مستقلة ، أى أن معاملات الارتباط بين هذه المتوسطات والتباينات لعينات متكررة من نفس التوزيع الاعتدالى تكون صفريـة .

وعلى الرغم من أهمية هذا الافتراض الا أنه لايتوافر كثيرا لأسباب عملية فليس من الممكن أن يكون اختيار المفحوصين عشوائيا دائما فى كل تجربة يجريها الباحثون . ولهذا كان الباحث فى الماضى اذا لم يتوافر

شرط الاعتدالية فى توزيع بياناته يلجأ الى طرق مطولة للتغلب على هذه الصعوبة ، ومن ذلك مثلا أنه اذا كان المتغير المستقل ملتويا التواء موجبا فانه يحلل الجذور التربيعية للدرجات الخام بدلا من هذه الدرجات نفسها .

الا أنه لحسن الحظ أثبتت البحوث الاحصائية الحديثة (Glass & Hopkins, 1984) أن انتهاك هذا الشرط ليس له نواتج عملية تذكر على استخدام اختبار (ت) وخاصة حين يكون عدد المفحوصين فى العينة ١٥ أو أكثر . وهذا أحد مظاهر منعة Rebustness هذا الاختبار . ومعنى ذلك أن الباحث الذى يستخدم عينات كبيرة العدد نسبيا فان الأصل الكلى الذى تنسب اليه الدرجات الخام المستخدمة فى حساب اختبار (ت) لايحتاج أن يتوافر فيه شرط الاعتدالية ،وتبقى المشكلة لها أهميتها فى حالة استخدام عينات صغيرة العدد (أقل من ١٥ فى هذه الحالة) .

(٢) استقلال الملاحظات : الافتراض الثانى لاختبار (ت) أن تكون ملاحظاتنا مستقلة . والاستقلال يعنى هنا ببساطة أن البيانات التى نجمعها سواء بين المجموعات أو داخل المجموعات ليست متزاوجة أو متكررة أو متداخلة أو معتمدة بعضها على بعض على أى نحو. ولايتوافر ذلك الا أن يكون اختيار العينات عشوائيا تماما ، أى تحكمه عوامل المصادفة من ناحية، وكذلك أن يكون الباحث قد استخدم وسائل الضبط التجريبى من ناحية أخرى.فاذا تزاوجت الدرجات على نحو أو آخر ، سواء أكان ذلك من طريق تكافؤ المجموعات أو تكرار الملاحظات على نفس الأفراد فان المجموعات حينئذ تكون مرتبطة،وفى هذه الحالة لابد من استخدام اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة أو للقياسات المتكررة كما بينا .

وفى بعض المواقف التجريبية قد نفترض الاستقلال بينما مايحدث بالفعل هو ارتباط البيانات ، ومن ذلك حين يلجأ المفحوصون الى الغش فى الاستجابة للمهام المعملية ، وخاصة حين ينقل المفحوصون

اجاباتهم بعضهم من بعض . اننا فى هذه الحالة لايمكن أن نفترض أن البيانات التى يحصل عليها الباحث فى هذه الحالة مستقلة ويقترب من ذلك وجود بعض المتغيرات الدخيلة التى تؤثر فى المتغير التابع ولم يتم التحكم فيها مسبقا ويكون ذلك مثالا على فشل الضبط التجريبى ، ولايحله اللجوء الى استخدام اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة ، وانما استخدام بعض الطرق الاحصائية الأكثر تقدما لوضع الاعتماد موضع الاعتبار فى التحليل ، وأشهرها أسلوب تحليل التغاير Analysis of Covariance الذى سنشير اليه فيما بعد .

(٣) تجانس التباينات : يبرر افتراض تجانس التباين فى استخدام صيغة معادلة اختبار (ت) جمع تباينى المجموعتين للحصول على تقدير واحد لتباين الأصل ، وكذلك استخدام درجات حرية للمجموعتين معا . وبالطبع يصل تقدير التباين الذى نحصل عليه الى أعلى درجات الدقة اذا صح افتراض أن $ع_١^٢ = ع_٢^٢$ للأصول ، لأن ذلك يعنى أن كلا من $ع_١^٢$ أو $ع_٢^٢$ كاحصائتين للعينات يتطابق مع تباين الأصل كبارامتر ، وهذا يعنى مرة أخرى أن هاتين الاحصائتين غير متحيزتين فى تقديرهما للبارامتر المشترك ($ع^٢$) . واذا كان الأمر كذلك فانه من غير المنطقى عدم جمع المعلومات التى تتوافر للباحث منهما معا للحصول على تقدير أفضل وأكثر دقة للبارامتر ($ع^٢$) ، وحينئذ يتوافر لنا أيضا تقدير أكثر دقة للخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين .

وعلى الرغم من أهمية هذا الافتراض لتحقيق شروط استخدام اختبار (ت) الا أنه يصعب على الباحث أن يتأكد من توافره فى بياناته بمجرد النظر . أضف الى ذلك أن الباحث يندر له أن يعرف تباينات الأصل ، والى أى حد تكون الاختلافات فيها ـ كما هو متوقع ـ ناجمة عن أخطاء العينة فحسب (أى العشوائية والمصادفة) . وبالمثل فان تقديرات الأصل المعتمدة على العينة قد تختلف أيضا ، ولايعلم الباحث أيضا ان كان هذا الاختلاف يرجع الى أخطاء العينة أوالى اختلافات حقيقية

بين تباينى الأصل . ومادام الباحث لايعلم مدى توافر هذا الشرط فى أصول عيناته فيجب أن يهتم بمدى انتهاكه فى بياناته . ولحسن الحظ فان الخبرة العملية تدلنا على أنه متوافر فى معظم الحالات . بالاضافة الى أن البحوث الاحصائية الحديثة تؤكد أن اختبار (ت) ـ مرة أخرى ـ على درجة من المنعة بالنسبة لهذا الشرط وخاصة حين تكون العينات كبيرة (٣٠ فأكثر) وتكون أعداد الأفراد (أو الحالات) فيها متساوية (أى $ن_١ = ن_٢$) . بل ان الباحث لايكاد يكون فى حاجة الى اختبار مدى توافر افتراض تجانس التباين حين تتساوى العينات . أما فى غير ذلك من الحالات فهو فى حاجة الى مثل هذا الاختبار . ولحسن الحظ أيضا تتوافر عدة طرق لهذا الغرض سوف نتناولها فى القسم التالى حول دلالة الفروق بين التباينات .

ولاثبات المزيد من منعة اختبار (ت) قام بوندكس بدراسة هامة (فى Guilford & Fruchter, 1978) للمقارنة بين اثر استخدام عينات مختارة من توزيعات غير اعتدالية بتباينات مختلفة وبأعداد مختلفة (أى بعدم الالتزام بالافتراضات الأساسية الثلاثة لاختبار ت) على حالات رفض الفرض الصفرى عند مستوى دلالة ٠٥ر ، ٠١ر فلاحظ بصفة عامة أن (ت) لم تتأثر تأثرا خطيرا بذلك الا فى حالات التطرف الشديد فى كل حالة من الحالات الثلاث ، والا اذا كانت العينات صغيرة جدا . ومعنى ذلك أن اختبار (ت) على درجة كافية من المنعة ويمكن استخدامه فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية بدرجة كافية من الثقة .

دلالة الفروق بين التباينات

تحتل مسألة اختبار الفروض حول مقاييس النزعة المركزية (المتوسط مثلا) والعلاقة (معاملات الارتباط) أهمية قصوى فى الاحصاء الاستدلالى ، ومع ذلك فقد تنشأ ظروف تتطلب اختبار الفروض أيضا حول التشتت ومنها

قد تثار بعض المشكلات البحثية حول مدى الاتفاق أو الاختلاف بين المجموعتين فى الفروق الفردية داخل كل منهما • أضف الى ذلك أن اختبار الفروض حول التباين له أهميته فى تحديد درجة مشروعية استخدام طرق احصائية أخرى لها افتراضات معينة حول التباين • ولعلك تذكر ما أشرنا اليه منذ قليل من أن استخدام اختبار (ت) للمجموعات المستقلة يتطلب افتراض أن $ع_1^2 = ع_2^2$ أو بعبارة أخرى تجانس تباينى المجموعتين •

متى لابد للباحث أن يختبر احصائيا تجانس التباينين فى اختبار (ت) ؟ يمكن أن تصنف طرق حساب دلالة الفروق بين التباينات على أساس المجموعات المرتبطة (أو القياسات المتكررة) أو المجموعات المستقلة أو غير المرتبطة •

(١) دلالة الفروق بين التباينات المستقلة (غير المرتبطة) :

فى ضوء مناقشتنا السابقة لنتائج البحوث حول " منعة " اختبار (ت) نقول ان الشرطين اللازمين لاختبار تجانس التباينين قبل تطبيق اختبار (ت) لدلالة الفروق بين المتوسطين هما :

(أ) أن يكون لدى الباحث افتراض قوى بأن توزيع الأصل اعتدالى•

(ب) أن يكون عدد الأفراد فى المجموعتين مختلفا اختلافا بينا•

وتوجد عدة طرق احصائية يمكن للباحث أن يطبقها فى هذا الصدد لعل أشهرها اختبار هارتلى الذى يعتمد على النسبة الفائية (اختبار ف) ولابد أن ننبه القارىء الى أن النسبة الفائية المستخدمة فى اختبار هارتلى والتى تسمى (ف العظمى) تختلف عن النسبة الفائية المعتادة

المستخدمة فى تحليل التباين والتى سوف نتناولها فى الفصل التالى .

واختبار (ف العظمى) لهارتلى يتسم بالبساطة والوضوح والسرعة فى اجرائه ، ومعادلته هى :

$$\text{ف العظمى} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$$

ولعلك تلاحظ أن هذا الاختبار فى صورة نسبة ، وحين يكون مقدار هذه النسبة مساويا للواحد الصحيح فانها حينئذ تحقق الفرض الصفرى تماما (حين يتساوى التباينان) . وكلما زاد مقدار هذه النسبة عن الواحد الصحيح يزداد الفرق بين التباينين . ويجب على القارئ أن يدرك أن التباينين اللذين تتم المقارنة بينهما فى المعادلة السابقة هما تقديران لتباين الأصل ($ع^٢$) وليس لتباين العينة ($ه^٢$). ولحساب النسبة الفائية فى هذه الحالة تأمل المثال الآتى :

<u>مثـــال :</u>

حصل أحد الباحثين على مجموع مربعات الانحرافات من تجربة أجراها على مجموعتين احداهما تجريبية ($ن_١ = ٨$) والأخرى ضابطة ($ن_٢ = ٥$) فكانت كما يلى :

مج $ح_١^٢ = ١٣٢$ ، مج $ح_٢^٢ = ٢٦$. والمطلوب حساب مدى تجانس التباينين .

ان الخطوة الأولى بالطبع هى الحصول على التباينين المقدرين للأصل على نحو مستقل ، وذلك بقسمة مجموع مربعات الانحرافات على درجات الحرية ، وهى فى مثالنا بالنسبة للمجموعة الأولى ($ن_١ - ١ = ٧$) وللمجموعة الثانية ($ن_٢ - ١ = ٤$) . وحينئذ يحصل الباحث على القيمتين الاتيتين :

$$ع_{1}^{2} = \frac{١٣٢}{٧} = ١٨ر٨٦$$

$$ع_{2}^{2} = \frac{٢٦}{٤} = ٦ر٥$$

وباستخدام معادلة اختبار (ف) السابقة نحصل على مايأتي :

$$ف \text{ العظمى} : \frac{١٨ر٨٦}{٦ر٥} = ٢ر٩٠$$

كيف يمكن تحديد دلالة (ف) فى هذه الحالة ؟ لقد أعد عالم الاحصاء الشهير سنديكور C.W. Snedocor ـ الذى يعود اليه الفضل فى ابتكار هذه النسبة وأطلق عليها هذه التسمية تكريما لعالم الاحصاء الأشهر فيشر ـ الجداول اللازمة لذلك (راجع الملحق رقم ٧) ، وفيها يكشف عن دلالة (ف) باستخدام درجة حرية التباين الكبير ودرجة حرية التباين الصغير معا وفى وقت واحد . ويوضح الجدول رقم (٤٤) مثالا من جداول اختبار دلالة (ف) مع ملاحظة أن القيمة التى توجد فى السطر العلوى بالنسبة لكل درجة حرية هى قيم ف عند مستوى ٠٥ر٠ والتى توجد فى السطر السفلى هى قيم ف عند مستوى ٠١ر٠ .

جدول (٤٤) مثال من جداول دلالة (ف)

		درجات حرية التباين الكبير						
		٥	٦	٧	٨	.	.	.
درجات حرية التباين الصغير	٢	١٩ر٣٠ ٩٩ر٣٠	١٩ر٣٣ ٩٩ر٣٣	١٩ر٣٦ ٩٩ر٣٤	١٩ر٣٧ ٩٩ر٣٦			
	٣	٩ر٠١ ٢٨ر٢٤	٨ر٩٤ ٢٧ر٩١	٨ر٨٨ ٢٧ر٦٧	٨ر٨٤ ٢٧ر٤٩			
	٤	٦ر٢٦ ١٥ر٥٢	٦ر١٦ ١٥ر٢١	٦ر٠٩ ١٤ر٩٨	٦ر٠٤ ١٤ر٨٠			
	٥	٥ر٠٥ ١٠ر٩٧	٤ر٩٥ ١٠ر٦٧	٤ر٨٨ ١٠ر٤٥	٤ر٨٢ ١٠ر٢٧			
	. . .							

وحين نستخدم هذا الجدول لاختبار دلالة (ف) التى حصلنا عليهـــا عند درجتى حرية ٧ ، ٤ نجدهما ٩٠ر٦ عند مستوى ٠٥ر ، ٩٨ر١٤ عنـــد مستوى ٠١ر وحيث ان (ف) المحسوبة مقدارها ٩٠ر٢ فاننا نستنتج أنهـا غير دالة عند مستوى ٠٥ر وبالتالى نقبل الفرض الصفرى أى لاتوجـد فروق بين التباينين ، وأنهما متجانســان ، وحينئذ يستمر الباحث فى حسابه لدلالة الفروق بين متوسطى المجموعتين باستخدام اختبار (ت).

(٢) دلالة الفروق بين التباينات المرتبطـــة :

حين تكون التباينات التى نقارن بينها محسوبة لعينات متزاوجة أو لنفس العينة فى قياسات متكررة فانها توصف بأنها مرتبطة بسبب احتمال وجود معامل ارتباط موجب بين التباينين ، وحينئذ لاتصلـح (ف العظمى) كاختبار لتجانس التبايـن فى هذه الحالة والأصـح تطبيق اختبار (ت) بالمعادلة الآتيـة التى يمكن أن نسميها (ت العظمى) تمييزا لها عن (ت) المعتادة .

$$\text{ت العظمى} = \frac{(ع_1^2 - ع_2^2)\sqrt{ن - 2}}{2\, ع_1\, ع_2 \sqrt{1 - ر_{21}^2}}$$

حيث $ع_1$ ، $ع_2$ = الانحراف المعيارى لكل من مجموعتى القياسات المرتبطة .

$ع_1^2$ ، $ع_2^2$ = تباين كل من مجموعتى القياسات المرتبطـة .

$ر_{21}$ = معامل الارتباط بين مجموعى القياسات المرتبطة .

ن = عدد الأزواج .

مثـــال :

قام أحد الباحثين بتطبيق مقياس للاتجاهات نحو عمل المرأة قبليا على عينة من المفحوصين تم تعرضهم لبرنامج لتغيير الاتجاهات نحو عمل

المراة ، وبعد ذلك أعاد تطبيق نفس مقياس الاتجاهات بعديا على نفس العينة من المفحوصين فحصل على التباينين الآتيين :

$ع_1^2$ (القياس القبلى) = ١٦   ∴ $ع_1$ = ٤

$ع_2^2$ (القياس البعدى) = ٣٦   ∴ $ع_2$ = ٦

$ر_{21}$ (معامل الارتباط بين القياس القبلى والبعدى) = ٦٥ر

ن (عدد مرات القياس القبلى والقياس البعدى) = ٥٤
(وليس عدد الأزواج)

وحينئذ يمكن حساب (ت) لدلالة الفروق بين التباينين المرتبطين على النحو الآتى :

$$ت_{\text{العظمى}} = \frac{(٣٦ - ١٦)\sqrt{٥٤ - ٢}}{٢\times٦ \times ٤ \times \sqrt{١ - ٦٥ر^{٢}}} = ٢ر٩٥$$

وللبحث عن دلالة (ت) نستخدم نفس الجدول الخاص بها (الملحق رقم ٥) ، عند درجات حرية (ن - ٢) حيث عدد القيود يدل على عدد مرات القياس . وبالكشف فى هذا الجدول يجد الباحث أن (ت) المحسوبة أعلى من (ت) الجدولية عند مستوى ٠١ر وبالتالى يرفض الباحث الفرض الصفرى، ويستنتج وجود فروق جوهرية بين التباينين .

وقد اقترح ووكر وليف طريقة لحساب دلالة الفروق بين تباينين باستخدام معادلة لاتتطلب حساب التباينات أو معاملات الارتباط وهى :

$$ت_{\text{العظمى}} = \frac{(\text{مج س}_2^2 - \text{مج س}_1^2)\sqrt{ن - ٢}}{٢\sqrt{\text{مج س}_1^2 \text{ مج س}_2^2 - (\text{مج س}_1 \text{ مج س}_2)^2}}$$

حيث $س_1$ = الدرجات فى القائمة الأولى من القياسات (القياس القبلى فى المثال السابق).

$س_٢$ = الدرجات فى القائمة الثانية من القياسات (القياس البعدى فى المثال السابق) .

اختبار (ت) لمجموعتين غير متجانستين :

والسؤال هو : ماذا لو كانت ف العظمى دالة أى أن التباينين غير متجانسين ؟ الحل الأمثل فى هذه الحالة أن يلجأ الباحث الى أسلوب احصائى آخر لاختبار دلالة الفرق بين المتوسطين ، وهو تحليل التباين لمجموعتين (راجع الفصل التالى) حيث يمكن حينئذ وضع التباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات موضع الاعتبار .

ولكن لنفرض أن الباحث يريد أن يقتصر على استخدام (ت) رغم عدم تجانس التباينين والذى يعنى بالضرورة عدم تجانس المجموعتين . ان المعادلة التى تستخدم فى حساب (ت) فى هذه الحالة (أى المجموعتين غير المتجانستين) كما يلى (فؤاد البهى السيد ، ١٩٧٩ : ٤٧٢- ٤٧٤) :

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{ع_١^٢}{ن_١} + \frac{ع_٢^٢}{ن_٢}}}$$

وهذه صيغة أقرب الى معادلة النسبة الحرجة (د) .

مثال :

حصل أحد الباحثين على البيانات الآتية من قياس مجموعة تجريبية ومجموعة ضابطة .

$م_١$ = ٢٠٫٦ $\quad$ $م_٢$ = ١٦٫٠٠

$ع_١^٢$ = ٢٨٫٤٢ $\quad$ $ع_٢^٢$ = ٦٫٧٢

$ن_١$ = ١٠ $\quad$ $ن_٢$ = ٢٠

وبتطبيق معادلة (ف العظمى) لاختبار تجانس التباين لهاتين المجموعتين وجد الباحث أن ف = ٤ر٢٣ وهى دالة عند مستوى ٠٥ر ومعنى ذلك أن تباينى المجموعتين غير متجانستين ، ومعنى ذلك أن استخدام (ت) العادية فى هذه الحالة لايصلح .

وبتطبيق معادلة (ت) لمجموعتين غير متجانستين يحصل الباحث على قيمة (ت) كما يلى :

$$\text{ت} = \frac{\text{٢٠ر٦} - \text{١٦}}{\sqrt{\frac{\text{٢٨ر٤٢}}{\text{١٠}} + \frac{\text{٦ر٧٢}}{\text{٢٠}}}} = \text{٣ر٥٨}$$

والسؤال الآن كيف نختبر دلالة (ت) فى هذه الحالة ، أن الباحث عليه فى هذه الحالة اجراء الخطوات الآتية :

(١) الحصول على قيمة (تَ) الجدولية لكل عينة على حدة بالاستعانة بدرجات الحرية فى كل حالة منهما وباستخدام دلالة الطرفين وعند مستوى دلالة محددا (وليكن ٠٥ر) . وفى المثال السابق تكون قيما (تَ) كما يلى :

$\text{تَ}_{\text{١}}$ (الجدولية) = ٢ر٢٦٢ عند مستوى ٠٥ر بدرجات حرية (١٠-١=٩) .

$\text{تَ}_{\text{٢}}$ (الجدولية) = ٢ر٠٩٣ عند مستوى ٠٥ر أيضا بدرجات حرية (٢٠ - ١ = ١٩) .

(٢) حساب (تَ) الجدولية لدلالة الفرق بين المتوسطين باستخدام $\text{ت}_{\text{١}}$ ، $\text{ت}_{\text{٢}}$ فى المعادلة الآتية :

$$\text{تَ (الجدولية للفرق بين المتوسطين)} = \frac{\text{تَ}_{\text{١}}\left(\frac{\text{ع}_{\text{١}}^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{١}}}\right) + \text{تَ}_{\text{٢}}\left(\frac{\text{ع}_{\text{٢}}^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٢}}}\right)}{\frac{\text{ع}_{\text{١}}^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{١}}} + \frac{\text{ع}_{\text{٢}}^{\text{٢}}}{\text{ن}_{\text{٢}}}}$$

$$\text{تَ} = \frac{\text{٢ر٢٦٢}\left(\frac{\text{٢٨ر٤٢}}{\text{١٠}}\right) + \text{٢ر٠٩٣}\left(\frac{\text{٦ر٧٢}}{\text{٢٠}}\right)}{\frac{\text{٢٨ر٤٢}}{\text{١٠}} + \frac{\text{٦ر٧٢}}{\text{٢٠}}}$$

$$= \frac{٦٫٤٢٨٦ + ٧٫٠٢٢}{٣٫١٧٨} = \frac{٧٫١٣١٨}{٣٫١٧٨}$$

$$= ٢٫٢٤$$

ثم يقارن بين (ت) المحسوبة ومقدارها ٣٫٥٨ و (تَ) الجدولية المحسوبة بالمعادلة السابقة ومقدارها ٢٫٢٤ يستنتج أن (ت) دالة عند مستوى ٠٫٥ .

دلالة الفروق بين معاملات الارتباط

أشرنا فى الفصل السابق الى أن توزيع العينات بالنسبة لمعامل الارتباط التتابعى لبيرسون يعتمد على حجم كل من العينة ومعامل الارتباط المحسوب ، الى الحد الذى يجعل استخدام النسبة الحرجة مفيدا للغاية . ولايتوافر فى الوقت الحاضر مقياس دقيق دقة تامة لدلالة الفروق بين معاملات الارتباط يعتمد على محض الأخطاء المعيارية لمعاملات الارتباط . والأسلوب الأمثل حتى وقتنا الحاضر هو تحويل هذه المعاملات الى مقابلاتها اللوغاريتمية على النحو الذى بيناه فى الفصل السابق . وسوف نعرض فى هذا القسم المعاملات محسوبة لعينات مرتبطة أو غير مرتبطة .

(١) . دلالة الفروق بين معاملات الارتباط المحسوبة لعينات غير مرتبطة :

نفرض أن أحد الباحثين طبق نفس المقياسين (س) ، (ص) (وليكونا مثلا التحصيل والذكاء) على عينتين مختلفتين (ذكور واناث مثلا) تم اختيارهما عشوائيا وليس بينهما أى تكافؤ . وحسب معامل الارتباط بين المتغيرين لكل عينة ، فكان هذا المعامل للعينة الأولى (ن = ٥٣) هو ٠٫٨٢ وللعينة الثانية (ن = ٤٣) هو ٠٫٩٢ . ويريد أن يحدد دلالة

الفروق بين هذين المعاملين،للوصول الى ذلك يجب على الباحث استخدام الخطوات الآتيــــــة :

(١) تحويـــل معامل الارتباط الى مقابلين لوغاريتميـــن (ز) باستخدام جدول فيشر • ومن هذا الجدول نجد أن هذين المقابلين همــــا ($ز_١$ = ١٦ر١ ، $ز_٢$ = ٥٩ر١) على التوالـــى •

(٢) حساب الخطأ المعيارى للفروق بين المقابلين اللوغاريتميين($ز_١$، $ز_٢$) لمعامل الارتباط باستخدام المعادلة الآتيــــة :

$$ع_{ز_١ - ز_٢} = \sqrt{\frac{١}{ن_١ - ٣} + \frac{١}{ن_٢ - ٣}}$$

ومن البيانات السابقة نحصل على هذه القيمة كما يلى :

$$ع_{ز_١ - ز_٢} = \sqrt{\frac{١}{٥٠} + \frac{١}{٤٠}} = \sqrt{٠٢٠ر + ٠٢٥ر} = \sqrt{٠٤٥ر}$$

$$= ٢١٢ر$$

(٣) حساب النسبة الحرجة لدلالة الفرق بين المقابلين اللوغاريتميـــن (ز)* لمعامل الارتباط بالمعادلة الآتيــــة :

$$د = \frac{ز_١ - ز_٢}{ع_{ز_١ - ز_٢}}$$

$$= \frac{٥٩ر١ - ١٦ر١}{٢١٢ر} = \frac{٤٣ر}{٢١٢ر} = ٠٢٨ر٢$$

وحيث أن توزيع العينات لمعامل فيشر (ز) اللوغاريتمى يتســـم بالاعتدالية فاننا نستنتج أن توزيع الفروق بين المقابلين اللوغاريتمين ($ز_١$ − $ز_٢$) يتسم أيضا بالاعتدالية ، وعلى ذلك يمكن تفسير النسبـــ

* ينطق الرمز(ز) صوتيا (زى) والرمز (د) صوتيا (زد) •

الحرجة فى هذه الحالة على أنها درجة معيارية • ومن النتيجة السابقة نجد أن الفرق بين المقابلين اللوغارتميين يختلف عن الفرض الصفرى (أى عدم وجود فروق) بما مقداره ٢٫٠٢٨ درجة معيارية ، وهذا يعنى أن هذا الفرق دال عند مستوى ٠٫٠٥ لأن قيمة ز أعلى من الدرجة المعيارية ١٫٩٦ التى تقابل هذا المستوى ، وأقل من الدرجة المعيارية ٢٫٥٨ التى تقابل مستوى ٠٫٠١ وفى هذه الحالة يقرر الباحث رفض الفرض الصفرى بالنسبة لمعاملى (ر) ، وهو قرار يمتد بالضرورة للفروق بين معامل الارتباط •

(٢) دلالة الفروق بين معاملات الارتباط المحسوبة لعينات مرتبطة :

نفرض أن أحد الباحثين طبق اختبارا للقدرة الميكانيكية ($س_١$) على عينة من طلاب المدارس الثانوية الصناعية (ن = ٢٠٠) وبعد فترة من الزمن أراد أن يحدد الصدق التنبؤى لهذا الاختبار فجمع بيانات عن أداء هؤلاء الطلاب أنفسهم فى محكين أحدهما الكفاءة المهنية فى أعمال الورشة ($س_٢$) وتقديرات المعلمين لهؤلاء الطلاب فى العمل الميكانيكى ($س_٣$) ، وحسب معاملات الارتباط بين اختبار القدرة الميكانيكية وكل من المحكين فحصل على المعاملات الآتية :

$$ر_{٢١} = ٠٫٤٥$$

$$ر_{٣١} = ٠٫٥٥$$

وأراد أن يختبر دلالة الفروق بين معامل الارتباط لمعرفة هل الفروق بينهما جوهرية ؟ وهل المحك الثانى ($س_٣$) أفضل فى علاقته بالاختبار من المحك الأول ($س_٢$) ؟

للاجابة على هذين السؤالين يسير الباحث فى الخطوات الآتية :

(١) الحصول على معامل الارتباط بين المحكين أى ($ر_{٣٢}$) ولنفرض أنه يساوى فى هذه الحالة ٠٫٦٠

(٢) تطبيق المعادلة التى اقترحها هوتلنج عام ١٩٤٠ كنوع من اختبار (ت) لدلالة الفروق ومعادلتها هـــى :

$$ت_{قر} = (ر_{٢١} - ر_{٢١}) \sqrt{\frac{(ن - ٣)(١ + ر_{٢٣})}{٢(١ - ر^{٢}_{٢٣} - ر^{٢}_{٢١} - ر^{٢}_{٣١} + ر_{٣١} ر_{٢٣} ر_{٢١} ر_{٢١})}}$$

وبالتعويض باستخدام القيم التى حصل عليها الباحث نحصل علـــى قيمة (ت) كما يلـــى :

$$ت_{قر} = (٥٥ر - ٤٥ر) \sqrt{\frac{١٩٧ (١ + ٦٠ر)}{٢ (١ - ٣٦٠٠ر - ٢٠٢٥ر - ٢٠٢٥ر) + ٢ (٦٠ر) (٤٥ر) (٥٥ر)}}$$

$$= ١٠ر \sqrt{\frac{٣١٥ر٢٠}{٨٦٤ر}} = ١ر٩١$$

وبالكشف عن دلالة هذا المقدار فى جدول (ت) عند درجات حريـــة (ن - ٣) أى (٢٠٠ - ٣ = ١٩٧) نجده غير دال عند مستـــوى ٥٠ر وبالتالى فان الباحث يقبل الفرض الصفرى بأنه لاتوجد فروق بين معامل الارتباط وأن كفاءة كل من المحكمين فى التنبؤ بالقدرة الميكانيكيـــة متساويـــة ٠

سـؤال :

لماذا كانت درجات الحرية فى هذه الحالـــة = ن - ٣ ؟

الباب الرابع

تحليل بيانات النسبة والمسافة

(٣) تحليل المتغيرات المتعددة

تمهيد للباب الرابع

الباب الرابع من هذا الكتاب هو مرة أخرى امتداد للبابين الثانى والثالث ، فلا يزال اهتمامنا منصبا على تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة . فاذا كان البابان السابقان قد ركزا على تحليل البيانات لمتغير واحد (بالنسبة للمتوسط والانحراف المعيارى) أو لمتغيرين (بالنسبة لمعامل الارتباط) فان هذا الباب يوسع آفاق التعامل مع المتغيرات ليشمل المتغيرات المتعددة (أى أكثر من متغيرين) . ولهذا فموضوعه هو تحليل المتغيرات المتعددة Multivariate analysis .

والمتغيرات المتعددة التى يشملها التحليل الاحصائى قد تكون من نوع المتغيرات المستقلة أو المتغيرات التابعة ،ولذلك سوف تتناول فصول هذا الكتاب تحليل المتغيرات المتعددة فى ضوء هذا التصنيف الأساسى . وجاء نتيجة لذلك فى ثلاثة فصول على النحو الآتى :

الفصل الثالث عشر : وموضوعه التصميم التجريبى وتحليل التباين، وهو فى جوهره يختص بتحليل المتغيرات المستقلة المتعددة ، ويتناول على وجه الخصوص مفهوم تحليل التباين ومفهم التصميم التجريبى مع عرض مفصل للتصميمات التجريبية المختلفة ، والطرق المختلفة لتحليل التباين ابتداء من تحليل التباين البسيط (لمتغير مستقل واحد) وحتى التحليل العاملى للتصميم العاملى المعقد ، وفى جميع الحالات كان التمييز الجوهرى بين تحليل التباين للمجموعات (المعالجات) المستقلة والمجموعات (المعالجات) ذات القياسات المتكررة وهو التمييز الذى بدأناه منذ الفصل الثانى عشر .

الفصل الرابع عشر : وموضوعه تحليل الانحدار المتعدد ، وهو الأسلوب الاحصائى الذى يتعامل مع المتغيرات المتعددة على أساس تصنيفها الى فئتين احداهما تعد من نوع المتغيرات المستقلة (المنبئات) وثانيتهما تعد من نوع المتغيرات التابعة (المحكات) . وهكذا يوضح

أسلوب الانحدار المتعدد كنظير الجمع بين المتغيرات المستقلة المتعددة والمتغيرات التابعة المتعددة أيضا فى نسق احصائى واحد .

الفصل الخامس عشر : وموضوعه تحليل التغاير وهو الأسلوب الاحصائى الذى يتعامل مع المتغيرات المتعددة سعيا للتحكم فى المتغيرات الدخيلة وضبطها فى حالة عدم التحكم فيها قبليا من خلال التصميم التجريبى الملائم .

الفصل السادس عشر : وموضوعه التحليل العاملى ، وهو الأسلوب الاحصائى الذى يتعامل مع المتغيرات التابعة المتعددة ، وفى هذا الفصل عرض لأهم طرق التحليل العاملى وبعض امتداداته الى النماذج التصنيفية الأخرى .

الفصل الثالث عشر

التصميم التجريبي وتحليل التبايـــــن

أهمية تحليل التبايـــن :

تحليل التباين Analysis of Variance واختصاره (ANOVA) يعد أسلوبا احصائيا لازما لفهم طبيعة المنهج التجريبي (وشبه التجريبي) في العلم ، كما أن هذين المنهجين يكادان يعتمدان عليه في تحليـــل نتائج بحوثهما . فكثيرا مايحصل الباحث في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية (وغيرها بالطبع) من دراسته على مجموعتين أو أكثر من البيانات عن أحد مقاييس المتغير التابع ، كل منها تحت شروط خاصـة أو معالجات معينة للمتغير (أو المتغيرات) المستقلة ، ويريـــد أن يعرف هل توجد فروق دالة بين هذه الشروط أو المعالجات ؟ وبعبـــارة أخرى هل يمكن جمع النتائج الجزئية لهذه المعالجات المختلفـــــة ومعاملتها على أنها من أصل كلي واحد (أى لافروق بينها) أم لابـــد من معاملتها على أنها من أصول كلية منفصلة مختلفة (أى توجد بينها فروق دالـــة) ؟

لكي يجيب الباحث على هذه الأسئلة لابد له من المقارنة بيـــن متوسطات المعالجات للحكم على دلالتها . الا أن السؤال عندئذ هــو: كيف تتم هذه المقارنـــة ؟

الاجابة المباشرة التي قد تخطر على ذهن القارىء هي أنه مهمـــا بلغ عدد المعالجات يمكن أن نقارن بين كل معالجتين على حدة باستخدام النسبة الحرجة أو اختبار (ت) أو اختبار (أ) على النحو الـــذى تناولناه في الفصل السابق . ومعنى ذلك أن الباحث في هذه الحالـــة عليه أن يقوم بعدة مقارنات للوصول الى هذا الهدف . ويكون عـــدد المقارنات الثنائية في هذه الحالة حسب المعادلة الآتيـــة :

$$ن = \frac{ك (ك - ١)}{٢}$$

حيث ن = عدد المقارنات الثنائية .
ك = عدد المعالجات .

ومعنى ذلك أنه لو كان لدى الباحث ٣ معالجات أ ، ب ، ج فانه (بتطبيق المعادلة السابقة) يحتاج الى ٣ مقارنات ثنائية أيضا هي: (أ،ب)و(أ،ج)و(ب ،ج) .فاذا كان عدد المعالجات ٤ يصبح عدد المقارنات الثنائية ٦ ، وفى حالة ٥ معالجات يكون عدد المقارنات الثنائية ١٠ وهكذا يزداد عدد المقارنات الثنائية زيادة كبيرة مع زيادة عدد المعالجات (١٠ معالجات مثلا تتطلب ٤٥ مقارنة) .

ولعلك لاحظت أن الاعتماد على المقارنات الثنائية (لأكثر من معالجتين) يتطلب جهدا لامبرر له . ويحتمل بالطبع ألا يحصل الباحث على أى فروق دالة بين كل مجموعتين تتم المقارنة بينهما بهذه الطريقة .ولمواجهة هذه الصعوبة العملية لابد أن يتوافر للباحث أسلوب احصائى يتطلب اختبارا احصائيا للفروق بين المتوسطات جميعا ، معا وفى وقت واحد لنحدد به ما اذا كانت توجد أى فروق دالة على الاطلاق . وان وجدت يمكننا بعد ذلك أن نفحص هذه الفروق الدالة فحصا أكثر عمقا (باستخدام أسلوب المقارنات الثنائية المتعددة البعدية الذى سنتناوله فى الفصل القادم) لنحدد أين توجد هذه الفروق الدالة بالضبط ،ولصالح من من المجموعات أو المعالجات . أما اذا كانت نتائج هذا الاختبار الاحصائى الكلى للفروق بين المتوسطات سلبية (أى غير دالة) فان تحليلنا الاحصائى ينتهى تماما عند هذا الحد .

وتوجد أسباب أخرى أكثر أهمية من الوجهتين المنطقية والاحصائية للسعى للحصول على اختبار احصائى مركب واحد لدلالة الفروق بين المتوسطات . لنفرض أن عدد المقارنات الثنائية كان كبيرا (وليكن

١٠٥ مقارنة ناتجة عن ١٥ معالجة) . ولنفرض أيضا أن الباحث في هذه الحالة لجأ الى طريقة المقارنة بين كل زوج منها بالتتابع لاختبار دلالة الفروق بين كل منها على حدة . ولنفرض ثالثا أنه لم يحصل من بين هذه المقارنات الثنائية جميعا الا على فرق واحد دال عند مستوى ١٠ر وخمسة فروق دالة عند مستوى ٥٠ر (أى ٦ فروق دالة من بين ١٠٥ فروق) . فهل يمكننا أن نستنتج أن هذا العدد الضئيل من الفروق دال حقا ؟

ان الناقد لمثل هذا البحث يمكنه القول أن مثل هذه الفروق الدالة ربما نشأت هي نفسها عن المصادفة وأخطاء العينات . ولايمكن الفصل في هذه المسألة الا باستخدام الاختبار الاحصائي الواحد المتآني للدلالة لأنه حينئذ يحدد لنا بالفعل ما اذا كانت الفروق بين احصاءات العينات تنشأ بمحض المصادفة نتيجة انتمائها الى أصل واحد أم أنها ترجع الى فروق حقيقية نتيجة لاختلاف الأصول .

ويوجد سبب احصائي آخر يدعونا الى معالجة البيانات التى نحصل عليها من معالجات متعددة معا وفي وقت واحد . اننا اذا اختبرنا الفروق بين كل زوج من المعالجات على حدة نستخدم احصاءتي هاتين العينتين فقط في تقدير بارامتر الأصل . وهذه الاستراتيجية لاتصلح لاختبار فرض صفري مؤداه أن متوسطات المعالجات جميعا متساوية ، وبالتالي فان الفرق بين كل منها والآخر يساوي صفرا . ان اختبار هذا الفرض الصفري يتطلب استخدام احصاءات جميع العينات (المعالجات) متآنية معا وفي وقت واحد لتقدير بارامتر الأصل وذلك للتحقق مما اذا كانت جميع هذه العينات تنتمي بالفعل الى أصل واحد وأنها لاتتجاوز حدود أنها اختيرت منه عشوائيا (وبالتالي لاتوجد فروق بين متوسطاتها) أما أنها جميعا (أو بعضها) أصبحت تنتمي الى أصول مختلفة (نجمت عن المعالجات المختلفة) وبالتالي توجد فروق دالة بين هذه المتوسطات جميعا أو بين بعضها . ان استخدامنا لجميع احصاءات العينات بطريقة متآنية يوصل الباحث الى تقدير أكثر استقرارا وثباتا لبارامتر الأصل .

ويعود الفضل الى عالم الاحصاء الانجليزى العظيم آرنولد فيشر فى ابتكار الأسلوب الاحصائى المناسب لهذه الأغراض جميعا والذى أطلق عليه اسم تحليل التباين . انه باختصار أسلوب احصائى ملائم للمقارنة بين مجموعات أو معالجات متعددة معا وفى وقت واحد وبطريقة مباشرة . ومن هنا جاء نسبته الى فئة الأساليب الاحصائية التى تعالج متغيرات متعددة ، مع ملاحظة أن المتغيرات المتعددة فى حالة تحليل التباين هى المستويات المختلفة من المتغيرات المستقلة .

ولكن ماذا عن المقارنة بين مجموعتين أو معالجتين فقط ؟ ان الباحث فى هذه الحالة له الخيار بين استخدام اختبار (ت) أو تحليل التباين . ولعلنا نشير هنا الى مسألة (سنتناولها فيما بعد) أن نتائج التحليل باستخدام الأسلوبين فى هذه الحالة تكون متطابقة تماما . أما حين تكون هناك أكثر من مجموعتين أو معالجتين فلابد للباحث فى هذه الحالة من أن تكون مقارناته بين المتوسطات جميعا متآنية ، وهنا يكون تحليل التباين ألزم مايكون .

التصميم التجريبى :

أشرنا الى أن فهم الباحث لأسلوب التباين يوضح له الكثير من المسائل المرتبطة بالتصميم التجريبى Experimental Design. فتحليل التباين ، كنموذج احصائى ، يكشف لنا ـ كما سنوضح فيما بعد ـ عن أهمية محاولات الباحثين تنظيم آثار مستويات المتغير (أو المتغيرات) المستقلة والتى تؤدى الى الفروق بين المعالجات التجريبية وتصغير الاختلافات الناجمة عن الخطأ والتى تنشأ داخل هذه المعالجات . ولعل هذا يبرر التداخل الكبير بين موضوعى التصميم التجريبى وتحليل التباين ، الى الحد الذى يمكن معه القول بأن هذه التصميمات يمكن أن تسمى تصميمات تحليل التباين لأنها وثيقة الصلة بهذا النموذج الاحصائى فى تحليل البيانات .

ولعلنا نذكر القارىء بما قلناه فى الفصل الثالث من أنه فى المنهج التجريبى (أو شبه التجريبى) يفترض أن الاختلاف فى المتغير

التابع لايحدث الا كنتيجة للاختلاف فى المتغير (أو المتغيرات) المستقلة . ولذلك فان التجربة جيدة التصميم تؤدى الى نتائج صادقة وتوصف فى هذه الحالة بأنها صادقة داخليا .

وتوافر الصدق الداخلى للتجربة لايحدث أوتوماتيكيا ، وانما يتطلب حسن اختيار المتغيرات وجودة التصميم التجريبى ذاته بحيث يؤدى الى التحكم قدر الامكان فى المتغيرات الدخيلة ، والتى قد تؤدى - اذا لم تضبط - الى آثار فى المتغير التابع . وهذا فى ذاته مصدر كاف للشك فى صحة الاستنتاج عن أثر المتغير المستقل - وحده - فى المتغير التابع .

وقد ظهر مفهوم التصميم التجريبى منذ منتصف الثلاثينات من القرن العشرين على يد اثنين من أعلام الاحصاء الحديث هما فيشر ويبيتس ثم تطور طوال السنوات التالية على يد كثيرين . والهدف الرئيس من التصميم التجريبى هو توجيه بناء التجربة العلمية من خلال اعداد تخطيط عام لها يتضمن عدد المتغيرات المستقلة وعدد مستويات كل منها ، وكيف يتم توزيع المفحوصين على كل شرط أو معالجة . وبهذا يقدم للباحث اطارا يحدد فيه الشروط المضبوطة للحصول على البيانات التى يستخدمها فى اختبار فرض البحث أو فروضه .

وتوجد فى الوقت الحاضر تصميمات تجريبية جيدة عديدة ، لها أسماء مختلفة . وتعتمد تسمية التصميم التجريبى على عاملين: أولهما عدد المتغيرات المستقلة المستخدمة أو المعالجة فى البحث وتسمى أبعاد التصميم ، وثانيهما الطريقة التى يتم بها توزيع المفحوصين على مستويات كل متغير من المتغيرات المستقلة .

فمن حيث عدد المتغيرات المستخدمة أو المعالجة فى البحث (الأبعاد) يوصف التصميم التجريبى بأنه تصميم البعد الواحد أو

أو تصميم البُعدين * أو تصميم الأبعاد الثلاثة ، الخ . ويستخدم المصطلح (بُعد) هنا مرادفا لمصطلح المتغير المستقل . ومعنى ذلك أن التصميم التجريبى ذى البعد الواحد يعالج متغيرا مستقلا واحدا له مستويان أو أكثر ، والتصميم ذى البعدين يعالج متغيرين مستقلين ، لكل منهما مستويان أو أكثر ، وهكذا .

كما تتحدد التصميمات التجريبية أيضا ـ كما ذكرنا ـ بالطريقة التى يتم بها توزيع المفحوصين على مستويات كل متغير مستقل تتم معالجته فى التصميم التجريبى . وهنا توجد طريقتان أشرنا اليهما فى الفصل السابق (عند تناول اختبار ت) : أولاهما أن يتم توزيع المفحوصين على نحو مستقل أى لاترتبط مجموعات المعالجات المختلفة بعضها مع بعض (مجموعات مستقلة أو غير مرتبطة) بحيث يكون لكل معالجة مجموعة منفصلة مستقلة . وثانيهما : يتم تعريض جميع المفحوصين لجميع المعالجات أو يتم توزيعهم بحيث يكون لكل مفحوص فى معالجة معينة نظيره أو نظائره الذى تتكافأ معه أو معهم فى المعالجات الأخرى ، وحينئذ تكون المجموعات مرتبطة أو تكون المقاييس المستخدمة فى قياس المتغير التابع متكررة .

ويسمى تصميم المجموعات المستقلة بتسميات عديدة منها تصميم المجموعات المنفصلة أو غيرالمرتبطة أو العشوائية ، الا أن التسمية التى شاعت فى السنوات الأخيرة تصميم بين المجموعات ، وفيه ـ كما قلنا ـ تتعرض مجموعات مختلفة مستقلة لمعالجات مختلفة للمتغير (أو المتغيرات) المستقلة ، وبالتالى فان جميع المفحوصين فى كل مجموعة على حدة يتعرضون لمستوى واحد من مستويات المتغير المستقل (معالجة) وبالتالى يوجد عدد من المجموعات المختلفة مساويا لعدد مستويات

---

* شاع فى بعض الكتابات المتخصصة فى التصميم التجريبى استخدام كلمة عامل Factor بدلا من بُعد Was فيقال التصميم العاملى ذو العامل الواحد أو ذو العاملين وهكذا . وقد آثرنا استخدام المصطلح (بُعد) تجنبا للخلط بين تحليل التباين والتحليل العاملى.

المتغير المستقل (المعالجات) • ويتم تقدير أثر المتغير المستقل فى المتغير التابع على أساس الفروق بين المجموعات (المعالجات) المختلفة •

وأبسط تصميم تجريبى فى هذه الحالة هو تصميم البعد الواحد ، وحينئذ يكون الحد الأدنى للمجموعات هو مجموعتان لمستويين (أو معالجتين) للمتغير المستقل • وهو التصميم الذى تناولناه فى الفصل السابق وأشرنا اليه باسم "المجموعات غير المرتبطة أو المستقلة " •وفى مثل هذا التصميم يتطابق كل من اختبار (ت) وتحليل التباين فى تحليل بياناته كما أشرنا • أما اذا زاد عدد المجموعات عن اثنين فى هذا التصميم التجريبى البسيط (أى التصميم ذى البعد الواحد) أو كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من متغير واحد لكل منها مستويات فى تصميم تجريبى أكثر تعقيدا يسمى التصميم العاملى *،فان عدد المجموعات فى هذه الحالة يكون أكثر من اثنين وحينئذ يكون استخدام تحليل التباين ـ كما بينا ـ ضرورة منطقية واحصائية معا بسبب تعدد المتغيرات المستقلة •

ولكن ماذا عن توزيع المفحوصين على المستويات المختلفة للمتغير المستقل ، أو المعالجات ؟ لقد أشرنا الى أن هناك قرارين على الباحث أن يتخذ أحدهما :

(١) تصميم بين المجموعات أو المعالجات : وفيه يتم توزيع بعض المفحوصين فقط على كل مستوى من مستويات المتغير المستقل (أو كل نوع من أنواع المعالجة) •ويؤدى ذلك الى مجموعات مستقلة •

---

* يستخدم بعض الباحثين مصطلح التصميم العاملى Factorial Design للاشارة الى التصميم البسيط ذى البعد الواحد ، وهذا خطأ فادح ، فمصطلح التصميم العاملى يجب أن يقتصر على التصميم العاملى المعقد (المؤلف من أكثر من متغير مستقل واحد) •

(٢) تصميم داخل المجموعات أو المعالجات : وفيه يتم توزيع جميع المفحوصين على جميع مستويات المتغير المستقل أو معالجاته ويؤدى ذلك الى مجموعات مرتبطة أومقاييس متكررة للمتغيرالتابع ٠

وفى تصميم داخل المجموعات أو المعالجات (أو المجموعات المرتبطة أو المقاييس المتكررة) يستخدم الباحث مجموعة واحدة من المفحوصين تتعرض لجميع مستويات كل متغير من المتغيرات المستقلة ٠ ومعنى ذلك أن جميع المفحوصين يتعرضون أولا لمعالجة معينة أو لمستوى معين من مستويات المتغير المستقل ثم يقاس المتغير التابع ، ثم يتعرضون جميعا لمعالجة ثانية تتطابق مع مستوى آخر للمتغير المستقل ثم يقاس المتغير التابع مرة أخرى ٠ وهكذا اذا كانت هناك معالجة ثالثة أو رابعة ،وبعبارة أخرى يتعرض نفس المفحوصين لمعالجة تجريبية مختلفة فى كل مرة ويتكرر قياس المتغير التابع بعدد هذه المعالجات، وهذا هو سر تسمية هذا التصميم أحيانا بتصميم القياسات المتكررة ٠ ولأن مجموعة المفحوصين هى نفسها فى جميع الحالات يسمى أحيانا تصميم المجموعة الواحدة ٠ وحينئذ تكون مهمة الباحث تقدير أثر المتغير (أو المتغيرات) المستقلة فى المتغير التابع بالاعتماد على الفروق داخل الأفراد الذين يستجيبون للشروط التجريبية المختلفة ٠

ولكى نوضح الفرق بين تصميم بين المفحوصين وتصميم داخل المفحوصين نعطى المثال الآتى :

نفرض أن أحد الباحثين يهدف الى اجراء تجربة حول أثر تقديم الصدمة الكهربائية كمثير منفر أو عقابى للحيوان فى موقف تعلم باستخدام نوعين من المعالجات،احداهما هى معالجة التعزيز السالب أو التحكم فى السلوك وفيها يتعرض الحيوان للصدمة عقب كل استجابة خاطئة تصدر عنه عند محاولة الخروج من المتاهة ، وثانيتهما المعالجة العشوائية ٠ وفيها يتعرض الحيوان للصدمة بصرف النظر عن استجابته

(أى سواء كانت صحيحة أو خاطئة) وهو الموقف الذى يسمى تجريبيا موقف العجز المتعلم . ونفرض أيضا أن الباحث أراد أن يوزع مفحوصيه ، وهم ١٠ فئران ، على هاتين المعالجتين باستخدام أحد تصميمى بين المفحوصين أو داخل المفحوصين . ان مايفعله فى هذه الحالة هو اختيار أحد البديلين الموضحين فى الجدول رقم (٤٥) .

جدول (٤٥) تصميمان تجريبيان من نوع بين المفحوصين وداخل المفحوصين

(أولا) تصميم بين المفحوصين		(ثانيا) تصميم داخل المفحوصين			
معالجة التعزيز السالب	المعالجة العشوائية	معالجة التعزيز السالب		المعالجة العشوائية	
١	٦	١	٦	١	٦
٢	٧	٢	٧	٢	٧
٣	٨	٣	٨	٣	٨
٤	٩	٤	٩	٤	٩
٥	١٠	٥	١٠	٥	١٠

ولعلك لاحظت أن الباحث فى التصميم الأول (بين المفحوصين) قسم الفئران العشرة الى نصفين ، أحدهما تعرض للمعالجة الأولى (التعزيز السالب) وبعضها الآخر تعرض للمعالجة الثانية (المعالجة العشوائية).أما فى التصميم الثانى (داخل المفحوصين) فلقد تعرضت جميع الفئران العشرة للمعالجة الأولى ثم المعالجة الثانية .

ويتطلب كل من التصميمين الاجابة على أسئلة مختلفة . فبالنسبة للتصميم الأول يكون السؤال هو : كيف يتم توزيع المفحوصين على المعالجات المختلفة ؟ أما بالنسبة للتصميم الثانى فالسؤال هو: كيف يتحدد ترتيب تعرض كل مفحوص لكل من المعالجتين ؟ وسوف نجيب على هذين السؤالين من خلال تناول بعض تفاصيل كل من هذين التصميمين فيما يلى :

أولا : تصميم بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) :

هذا التصميم هو الأكثر شيوعا فى المنهج التجريبى ، وسبب ذلك أنه لاتوجد فيه أكثر من فرصة لتداخل آثار معالجة معينة فى أخرى مادام لايتلقى المفحوص الواحد أكثر من معالجة واحدة . ومع ذلك فان المشكلة الجوهرية هنا هى فى التأكد من عدم وجود اختلافات جوهرية بين المفحوصين فى المعالجات المختلفة قبل تعرضهم بالفعل لمستويات المتغير المستقل ، كأن يوضع الفئران الأكثر نشاطا وحيوية ـ فى المثال السابق ـ فى معالجة التعزيز السالب ، والأقل نشاطا وحيوية فى شرط المعالجة العشوائية . ان الباحث حينئذ يقع فى خطأ فاحش لأن الفروق فى المتغير التابع التى قد تلاحظ فى نهاية التجربة قد لاتكون نتاج المتغير المستقل وانما محض انعكاس لهذه الفروق المبدئية فى النشاط بين المجموعتين . ومن هنا كان الواجب على الباحث أن يتأكد من أنه لايوجد الا أقل القليل ـ قدر الامكان ـ من الفروق بين المفحوصين فى المتغيرات الدخيلة والا كانت نتائج البحث غير صادقة . وللتغلب على هذه الصعوبة يسعى الباحثون الذين يستخدمون هذا التصميم الى تحقيق أكبر قدر من التكافؤ بين المجموعات عند توزيعهم على المعالجات المختلفة . وفى هذا الصدد يمكن للباحث أن يستخدم أحد أسلوبين هما :

(١) المزاوجة بين المفحوصين : ويقصد بأسلوب المزاوجة matching أن يتم توزيع المفحوصين بحيث يوجد لكل مفحوص فى معالجة معينة نظيره (أو نظائره) فى المعالجات الأخرى من حيث الخصائص الهامة ، وخاصة تلك التى يفترض فيها أن تؤثر فى المتغير التابع وليست موضع اهتمام البحث كمتغيرات مستقلة (وتسمى المتغيرات الدخيلة كما سبق أن أشرنا) . ومن الطرق التى تستخدم لتحقيق هذه المزاوجة تطبيق اختبار قبلى pretest على جميع المفحوصين لقياس هذه الخصائص موضع الاهتمام ، وبعدئذ تتم المزاوجة بين المفحوصين الذين يتساوون أو يتشابهون فى هذه الخصائص على المعالجات المختلفة ، على أن تتحدد لكل نظير معالجته بطريقة عشوائية .

وبالطبع فان احدى الصعوبات الظاهرة فى أسلوب المزاوجة أن الباحث لايستطيع أن يحقق التكافؤ بين مفحوص المعالجات فى جميع الخصائص ، ولهذا فالأغلب أن يلجأالى تكافؤ المجموعات وليس تكافؤ المفحوصين كأفراد عن طريق الوصول بهذه المجموعات الى متوسطات تقترب من التساوى (أى لاتوجد بينها فروق دالة) فى هذه المتغيرات الدخيلة . ويزداد الأمر صعوبة اذا علمنا أن الباحث قد لايعرف أى هذه المتغيرات بعد هاما حتى يمكن ضبطه عن طريق تحقيق التكافؤ سواء بين المفحوصين أو بين المجموعات . أضف الى ذلك أن المفحوصين والمجموعات حتى حين يتم تكافؤهم فى بعض الخصائص فانهم يظلون مختلفين فى كثير غيرها ، وربما يكون لبعض هذه الخصائص التى لم يتم ضبطها (أو تثبيتها كما يقال أحيانا) أثره فى المتغير التابع . ولهذا فان الاستراتيجية الشائعة أن يلجأ الباحث الى أسلوب المزاوجة على أساس المتغيرات الأكثر احتمالا فى احداث الغموض فى النتائج Confounding Variables . وهذه لاتتحدد الا من خلال فهم عميق للنظرية التى يستند اليها البحث وفحص دقيق لنتائج البحوث السابقة حوله . ومع ذلك فان المزاوجة فى أحد المتغيرات قد تؤدى الى عدم التكافؤ فى متغيرات أخرى كما أشرنا .

(٢) <u>عشوائية اختيار المفحوصين للمعالجات المختلفة</u> : الأسلوب الأكثر شيوعا للتأكد من تكافؤ المفحوصين فى المعالجات المختلفة هو العشوائية . ويمكن للباحث فى هذه الحالة أن يستخدم أى طريقة من طرق الاختيار العشوائى للأفراد التى تناولناها فى الفصل الثالث سواء كان ذلك باستخدام القرعة أو جدول الأرقام العشوائية أو رمى قطعة من النقود أو زهرة للطاولة أو غير ذلك من الطرق التى تعتمد على المصادفة .

والعشوائية تتجاهل خصائص المفحوصين وتؤدى الى حصول الباحث على توزيع لهم على المعالجات المختلفة يتسم بعدم التحيز أو عدم تحكم الباحث فى هذا التوزيع . وقد أشرنا من قبل الى أن العشوائية

تعنى أن كل مفحوص له فرصة متساوية وغير متحيزة ومستقلة لأن يوضع فى أى شرط من الشروط التجريبية . ومع ذلك فان العشوائية قد لاتتضمن التساوى بين مجموعات المفحوصين فى مختلف المعالجات بالنسبة للمتغيرات الدخيلة . فقد يحدث نتيجة للمصادفة أن يتركز فى احدى المعالجات مفحوصون لهم خصائص مرتبطة بالمتغير التابع . ولهذا ننصح الباحث أن يتأكد (من خلال اطاره النظرى أو نتائج البحوث السابقة)من معظم المتغيرات التى قد تؤثر فى المتغير التابع والتى يستبعدها البحث ويتطلب التحكم فيها أو تثبيتها ، باعتبارها من نوع المتغيرات الدخيلة .وحينئذ يصبح أسلوب المزاوجة هو الأسلوب الأكثر تفضيلا من العشوائية . الا أننا فى كثير من الأحيان لاتتوافر هنا هذه المعلومات التى نقيم عليها المزاوجة ، وحينئذ يكون من المستحسن استخدام أسلوب العشوائية فى توزيع المفحوصين على مختلف المعالجات .

ثانيا : تصميم داخل المفحوصين (المجموعات المرتبطة) :

يفضل كثير من الباحثين التجريبيين تصميم داخل المفحوصين (أو تصميم المجموعات المرتبطة أو تصميم القياسات المتكررة) على تصميم بين المفحوصين (أو تصميم المجموعات المستقلة).فالواقع أن تصميم المجموعات المرتبطة يمكن أن يكون على درجة من الكفاءة والفعالية بصفة عامة لأن كل مفحوص فيه يقارن بنفسه ، ولايحتاج الأمر فيه الى مجموعات منفصلة مستقلة.. ويعنى ذلك أن أى فروق تنشأ بين المجموعات لن تكون ناجمة عن الفروق بين المفحوصين لأنهم جميعا يتعرضون لجميع المعالجات . ومع ذلك فانه حتى أكفأ التصميمات من هذا النوع قد يوقع الباحث فى المغامرة الخطرة بوجود مايسمى الآثار المحمولة Carry-over effects من معالجة لأخرى وهى آثار جانبية قد تؤدى الى نتائج غير صادقة .

ولكى نوضح هذه الفكرة . نعود مرة أخرى الى مثالنا السابق .

لنفرض أن جميع الفئران العشرة تعرضت أولا للمعالجة العشوائية (العجز المتعلم) ثم انتقلت الى التعرض الى المعالجة الثانية أى التعزيز السالب والتحكم فى السلوك ، ماذا يمكن أن يحدث من آثار جانبية فى هذه الحالة ؟ لعلنا نستطيع أن نستنتج بسهولة أن خبرة الفئران السابقة بموقف العقاب العشوائى عن طريق الصدمة الكهربائية تجعل استجابتهم للمعالجة الثانية والتى تتطلب التحكم فى السلوك سيئة بالفعل ، وقد يؤدى هذا الأثر المحمول الى تلاشى الفروق الحقيقية بين المعالجتين . وهذا الخطر محتمل الوجود الى حد كبير فى جميع التصميمات التجريبية من هذا القبيل . وبالطبع قد لايكون الأثر المحمول سلبيا ، وانما قد يكون ايجابيا اذا عكسنا ترتيب عرض المعالجتين السابقتين . ومعنى ذلك أن هناك دائما خطر أن الخبرة بأى جزء سابق من التجربة قد ينتقل أثرها الى أى جزء لاحق فيها ، فآثار المعالجات المبكرة فى الترتيب تؤثر فى المعالجات المتاخرة فيه .

والسؤال هو : كيف يمكن للباحث أن يقلل من هذا الأثر الذى يعد مصدرا هاما لعدم صدق النتائج ؟ للاجابة على هذا السؤال اقترحت عدة طرق لتحديد ترتيب تعرض كل مفحوص لكل معالجة من المعالجات نعرضها فيما يلى :

(أ) عشوائية ترتيب تعرض المفحوصين للمعالجات : وتتلخص هذه الطريقة فى أن يتم تحديد ترتيب عرض المعالجات على المفحوصين بطريقة عشوائية تماما . ويستخدم الباحث فى هذه الحالة مرة أخرى أى طريقة من طرق الاختيار العشوائى التى عرضناها من قبل ، الا أن الفرق هنا أن الاختيار العشوائى هو للمعالجات (وليست للمفحوصين كما كان الحال من قبل) . ومنطق العشوائية هنا هو نفس منطقه هناك . وبالطبع فان هذه الطريقة قد تؤدى الى خفض الأثر المحمول بين المعالجات مادام لايوجد نظام ثابت لتوالى عرضها . ومع ذلك فان هذه الطريقة تكون أقل كفاءة حين يكون عدد المعالجات صغيرا (معالجتان مثلا) وحينئذ قد تتفوق معالجة على غيرها من تكرارا حدوثها بترتيب معين، وخاصة

أنه فى معظم التجارب يفوق عدد المفحوصين عدد المعالجات . ولهذا يمكن القول أن العشوائية قد يكون أسلوبا جيدا فى اختيار المفحوصين وتوزيعهم على المعالجات (فى تصميم بين المفحوصين) ولكن أقل كفاءة فى تحديد ترتيب المعالجات (فى تصميم داخل المفحوصين) .

(٢) <u>التوزان المتعادل :</u> يقصد بالتوازن المتعادل Counterblancing الأسلوب الذى يستخدمه الباحث ليحقق توازنا عادلا فى ترتيب المعالجات عبر المراحل المختلفة للتجربة . وهذا الأسلوب يخفض من الأثر المحمول بتوازن آثار الترتيب عبر المفحوصين . وفيه نجد أنه فى خلال كل مرحلة من مراحل التجربة وخلال مسارها الزمنى تتهيأ فرصة لكل معالجة أن تحدث ، وهذا يعنى أن كل معالجة لها نفس الفرصة أن تتأثر بالمتغيرات المؤدية الى غموض النتائج . وبعبارة أخرى تعادلCounter المتغيرات التى قد تؤدى الى غموض النتائج عن طريق توازنها عبر الفترات المختلفة حين تطبق المعالجات .

والتوازن المتعادل الكامل يؤكد أن جميع الترتيبات المحتملة للمعالجات يتم استخدامها . وبالطبع يكون ذلك سهلا فى مرحلة وجود معالجتين فقط أ ، ب ، وحينئذ يكون الترتيب أ ب لبعض المفحوصين ، ب أ للبعض الآخر . الا أنه مع زيادة عدد المعالجات يزداد عدد الترتيبات . ويوضح الجدول رقم (٤٦) عدد الترتيبات المتواقعة لعدد من المعالجات يزيد على اثنين .

جدول (٤٦) العلاقة بين عددالمعالجات وعدد ترتيباتها المتوقعة

عدد المعالجات	عدد الترتيبات
٣	٦
٤	٢٤
٥	١٢٠

وهكذا فانه مع زيادة عدد المعالجات يصبح التوازن المتعادل الكامل مستحيلا . ولهذا لابد من اللجوء الى نوع من التوازن المتعادل غير الكامل وفيه يكون حدوث كل معالجة متساو فى كل جزء من التجربة . ومن ذلك أن يكون حدوث المعالجة (أ) أولا ثم ثانيا ثم ثالثا متساو مع حدوث المعالجتين ب ، جـ وهذا التنظيم يسمى المربع اللاتينى Latin Square. الا أنه يبقى سؤال هام . كيف يتم ترتيب المعالجات داخل المربع اللاتينى ؟ توجد طريقتان فى هذا الصدد هما :

(أ) عشوائية الفئات : ويسمى randomization وفيه يتم تحديد ترتيب المعالجات داخل المربع اللاتينى عشوائيا .

(ب) المربع اللاتينى المتوازن : وفيه أن كل معالجة تتهيأ لها الفرصة أن تكون مسبوقة أو متبوعة بكل المعالجات الأخرى وبطريقة متساوية فى الحدوث . وهذه السمة مفيدة جدا فى التخلص من الآثار المحمولة بين المعالجات المختلفة ، ولهذا فان المربع اللاتينى المتوازن أكثر تفضيلا على غيره من نظم التوازن المتعادل غير الكامل .

وتصميم المربع اللاتينى المتوازن هو أكثر ملاءمة حين يكون عدد المعالجات أكثر من ٢ ولايتجاوز ٨ . وهو تصميم سهل الاعداد والفهم اذا تصورناه على هيئة مصفوفة (جدول ثنائى البعد يتألف من سطور وأعمدة) حيث تدل الأعمدة على نظام الترتيب والأسطر على المفحوصين ، ومن تفاعل السطور والأعمدة تنشأ خانات (أو خلايا) يدل كل منها على معالجة معينة يتعرض لها المفحوص . وتوجد عدة طرق لبناء هذه المصفوفة يوضحها الجدول رقم (٤٧) لأربع معالجات هى أ ، ب ، جـ ، د وزعت على ٤ مفحوصين .

جدول (٤٧) تصميمات تجريبية من نوع المربع اللاتينى المتوازن

المفحوصون	الترتيب				الترتيب				الترتيب			
	الأول	الثانى	الثالث	الرابع	الأول	الثانى	الثالث	الرابع	الأول	الثانى	الثالث	الرابع
١	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د
٢	ب	ج	د	أ	ب	د	أ	ج	ب	ج	أ	د
٣	ج	د	أ	ب	ج	أ	د	ب	ج	د	ب	أ
٤	د	أ	ب	ج	د	ج	ب	أ	د	أ	ج	ب
	التصميم الأول				التصميم الثانى				التصميم الثالث			

ولعلك لاحظت فى هذا الجدول أنه حالما يعد الباحث السطر الأول من ترتيب المعالجات (كما هو الحال فى التصميم الأول) ينتقل الى الأسطر التالية حسب نظام معين هو البدء بالمعالجة الثانية دائما فى السطر السابق ، ويمكن أن يستخدم نفس الأسلوب اذا بدأ الباحث باعداد العمود الأول من ترتيب المعالجات (كما هو الحال فى التصميم الثالث) . هل تستطيع أن تستنتج النظام المتبع فى ترتيب المعالجات فى التصميم الثالث ؟

وبالطبع فان المربع اللاتينى المتوازن يسهل الحصول عليه اذا كان عدد المعالجات زوجيا ، أما فى حالة اذا كان هذا العدد فرديا فانه لابد فى هذه الحالة من أن يكون عدد المفحوصين ضعف عدد المعالجات والا فاذا تساوى عدد المفحوصين مع عدد المعالجات فلابد من أن يتعرض كل مفحوص لكل معالجة مرتين . وحينئذ يكون لدينا مربعان لاتينيان للتجربة الواحدة أحدهما عكس الآخر كما هو موضح فى الجدول رقم (٤٨) .

جدول (٤٨) تصميم المربع اللاتينى المتوازن لعدد فردى من المعالجات

المفحوصون	المربع الأول					المربع الثانى (عكس الأول)				
	الترتيب					الترتيب				
	الأول	الثانى	الثالث	الرابع	الخامس	الأول	الثانى	الثالث	الرابع	الخامس
١	أ	ب	ج	د	هـ	هـ	د	ج	ب	أ
٢	ب	ج	د	هـ	أ	أ	هـ	د	ج	ب
٣	ج	د	هـ	أ	ب	ب	أ	هـ	د	ج
٤	د	هـ	أ	ب	ج	ج	ب	أ	هـ	د
٥	هـ	أ	ب	ج	د	د	ج	ب	أ	هـ

كيف يمكن تحليل البيانات فى هذه التصميمات التجريبية المختلفة ؟ الاجابة التى قدمها لنا آرنولد فيشر هى تحليل التباين .

المفاهيم الأساسية فى تحليل التباين

أبسط صور تحليل التباين هى تلك التى تتصل بالتصميم التجريبى ذى البعد الواحد One-Way classification والذى يتمثل فى أن أحد المتغيرات التابعة يتم قياسه فى مستويين أو أكثر من متغير مستقل واحد والتى تسمى معالجات .

والبعد الأساس فى تحليل التباين هو تحديد ما اذا كانت الفروق بين متوسطات المعالجات تختلف فيما بينها عن تلك الفروق عن متوسط

الأصل بطريقة أكبر مما نتوقع من الفرض الصفرى بحيث يتوصل الباحث الى قرار برفض به هذا الفرض ، أى أنها لاتختلف جوهريا عن تلك الفروق الناجمة عن أخطاء العينة والتى تمثلها الفروق داخل المفحوصين عن متوسطات كل معالجة على حدة .

والتباين احصائيا هو مربع الانحراف المعيارى (متوسط مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها). ويتميز التباين على الانحراف المعيارى كما أشرنا فى الفصل الثامن بأنه أكثر عمومية ويخضع (كمربع) للعمليات الحسابية المختلفة . ومن ذلك لو كان لدينا مجموعتان لكل منهما عددها ($ن_1$ ، $ن_2$) وانحرافها المعيارى($ع_1$،$ع_2$) يمكن الحصول على تباين المجموعة الكلية (أى المجموعتين معا) حسب المعادلة الآتيـــة :

$$ع^2 = \frac{1}{ن} (ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2 + ن_1 ق_1^2 + ن_2 ق_2^2)$$

حيث $ع^2$ = تباين المجموعة الكلية (التى تتألف من $ن_1$، $ن_2$) ويسمى التباين الكلى .

ن = عدد أفراد المجموعة الكليــة .

$ن_1$ = عدد أفراد المجموعة الأولــى .

$ن_2$ = عدد أفراد المجموعة الثانيــة .

$ق_1$ = الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمتوسط العام للمجموعتين.

$ق_2$ = الفرق بين متوسط المجموعة الثانية والمتوسط العام للمجموعتين.

فاذا ضربنا حدى المعادلة السابقة فى ن تصبح المعادلة كما يلى :

$$ن ع^2 = \left[ن_1 ع_1^2 + ن_2 ع_2^2 \right] + \left[ن_1 ق_1^2 + ن_2 ق_2^2 \right]$$

ويلاحظ أن هذه المعادلة تعيد صياغة التباين الكلى ($ع^٢$) الى صورة مجموع المربعات ($ن ع^٢$) . ومنها يتضح أن مجموع المربعات يمكن تصنيفه الى فئتين وضعناهما بين قوسين هما :

أولا : $ن_١ ع_١^٢ + ن_٢ ع_٢^٢$: وهذا المقدار يعبر عن مجموع المربعات داخل المجموعتين أى مربعات انحراف الدرجات عن متوسط المجموعة التى تنتمى اليها (ويسمى مجموع المربعات داخل المجموعات) .

ثانيا : $ن_١ ق_١^٢ + ن_٢ ق_٢^٢$: وهو المجموع الوزنى لمربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط العام لجميع المجموعات (ويسمى مجموع المربعات بين المجموعات).

وهذا التصنيف لنوعى المربعات (وبالتالى نوعى التباين) هو الذى يقوم عليه تصنيف تحليل التباين فى جوهره الى مصدريه الأساسيين وهما : التباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات وسوف نوضح المقصود بهذين المفهومين بشئ من التفصيل :

التباين بين المجموعات :

لنفرض أن لدينا عددا من العينات مقداره (ك) فى كل عينة منها عدد من المفحوصين (الحالات) مقداره (ن) بحيث (ن) يساوى مقدارا ثابتا (أى يكون عدد المفحوصين فى كل مجموعة متساويا)* . فاننا يجب أن نحصل لكل متوسط من متوسطات (ك) على الفرق الآتى والذى يسمى فرق متوسط المجموعة عن المتوسط العام :

* يحتاج تحليل التباين للمجموعات غير المتساوية الأعداد الى اجراءات خاصة سوف نتناولها فيما بعد .

$$ق_1 = م_1 - م$$

حيث أن :

$ق_1$ = الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمتوسط العام ·

$م_1$ = متوسط المجموعة الأولى ·

م = المتوسط العام grand mean أو متوسط جميع الملاحظات (الحالات) فى جميع المجموعات معا ·

وبالمثل يحسب هذا الفرق للمجموعة الثانية لنحصل على ($ق_2$) وهكذا بالنسبة لجميع المجموعات ·

فاذا ربعنا جميع الفروق (ق) وجمعنا هذه المربعات ، فان ذلك يقودنا الى حساب تباين المتوسطات حول المتوسط المقدر للأصل، وحيث أن (م) أو المتوسط العام هو أفضل تقدير لدينا لمتوسط الأصل هذا · وهذا التباين هو فى الواقع تباين خطأ error variance المتوسط والذى هو فى جوهره مربع خطئه المعيارى · الا أن هذا التباين ليس هو فى الواقع ماتريد ، وانما هو تقدير لتباين المفحوصين حول متوسط الأصل وليس تباين المتوسطات ·

ولعلك تذكر أننا نحسب عادة التباين المقدر من مجموع مربعات انحرافات الملاحظات الفردية · ومجموع المربعات الذى نريده والمشتق من المتوسطات يمكن التعبير عنه بالصيغة الآتيـــة :

$$ن \text{ مج } ق^2$$

ويوضح ذلك جيلفورد وفرتشتر بقولهما أن كل (ق) تشترك فيهـــا جميع المفحوصين (ن) فى المعالجة التى يوجدون فيها· وفى هذه الحالـة يبدو كما لو أن جميع المفحوصين فى هذه المعالجة لهم نفس القيمــة

الانحرافية . وفى تقدير تباين المفحوصين عن المتوسط نحتاج لعدد من الانحرافات بقدر مالدينا من مفحوصين . ولذلك فان الصيغة (ن مج ق^{٢}) تعد تقديرا لمجموع مربعات انحرافات جميع المفحوصين عن متوسط الأصل. وحيث أنها مشتقة من المتوسطات لذلك تسمى مجموع المربعات بين المجموعات (أو بين المعالجات) .

الا أننا نحتاج بالفعل الى التباين بين المجموعات وهو فى هذه الحالة عبارة عن متوسط المربعات بين المجموعات . ويتطلب ذلك قسمة مجموع المربعات على عدد المجموعات . وليكون حسابنا أقل تحيزا فاننا نقسم على درجات الحرية بالنسبة لهذا العدد(وهى تساوى ك ـ ١) أى (عدد المجموعات ـ ١) . وهكذا نحسب متوسط المربعات بين المجموعات (أو التباين بين المجموعات) كما يلى :

$$\text{التباين بين المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{عدد المربعات} - ١}$$

$$\text{أو} \quad ع_{ب}^{٢} = \frac{\text{ن مج ق}^{٢}}{ك - ١}$$

التباين داخل المجموعات :

اذا افترضنا أن التباينات داخل المجموعات (أو المعالجات) المختلفة متساوية ،وان حدثت فانها تكون ضئيلة وغير منتظمة بسبب التذبذبات العشوائية ،فاننا يمكننا أن نحصل على مجموع المربعات داخل جميع المجموعات للحصول من هذا المصدر الجديد للتباين كتقدير لتباين الأصل . وعندما نحصل على مجموع المربعات فى هذه الحالة نحصل أيضا على مجموع درجات الحرية التى نقسم عليها مجموع المربعات هذا. وفى كل مجموعة تحسب درجات الحرية فيها بالطبع على أنها (ن ـ ١) أو (عدد المفحوصين فى المجموعة ـ ١)،وعلى ذلك فان المجموع الكلى لدرجات الحرية لمجموعتين يكون (ن$_{١}$ ـ ١) + (ن$_{٢}$ ـ ١) فاذا رمزنا لعدد المجموعات بالرمز (ك) يكون عدد درجات الحرية حينئذ ك(ن ـ١) .

وحيث أنه يوجد قيد واحد على الحرية بالنسبة لكل مجموعة فان عدد القيود بالنسبة للتباين داخل المجموعات يساوى بالفعل عدد المجموعات . ويمكن أيضا حساب درجات الحرية بطريقة ثالثة هى (ك ن – ن) .

ويحسب متوسط المربعات داخل المجموعات (التباين داخل المجموعات) بالمعادلة الآتية :

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{ك (ن - ١)}$$

$$\text{أو} \quad ع_د^٢ = \frac{\text{مج ح}^٢}{ك(ن - ١)}$$

حيث ح = انحراف كل حالة عن متوسط المجموعة التى تنتمى اليها .

ك = عدد المجموعات أو المعالجات .

ن = عدد الأفراد فى كل مجموعة أو معالجة .

الحصول على مجموع المربعات من الدرجات الخام مباشرة :

يمكن اعتبار الدرجة الخام التى يحصل عليها مفحوص معين فى احدى مجموعات المعالجة مؤلفة من المكونات الآتية :

$$س = م + (م_١ - م) + (س - م_١)$$

حيث س = الدرجة الخام للمفحوص .

م = المتوسط العام .

$م_١$ = متوسط مجموعة المعالجة التى ينتمى اليها المفحوص .

ولتوضيح ذلك نعطى المثال الآتى :

نفرض أن م = ٨ر١٣ ، $م_١$ = ٤ر١٣ ، س = ١٢ فانه بتطبيق المعادلة السابقة نحصل على :

١٢ = ١٣ر٨ + (١٣ر٤ − ١٣ر٨) + (١٢ − ١٣ر٤)
= ١٣ر٨ + (− ٤ر) + (− ١ر٤) = ١٢

فاذا لجأنا الى الانحرافات عن المتوسط يمكننا أن نعتبر أن انحراف الدرجة الخام لمفحوص معين فى معالجة معينة (سم) عن المتوسط العام لدرجات جميع المفحوصين فى جميع المعالجات (م) على النحو الآتى :

سم − م = (م$_{1}$ − م) + (سم − م$_{1}$)

حيث أن

سم − م = انحراف درجة المفحوص (سم) عن المتوسط العام (م) .

م$_{1}$ − م = انحراف متوسط مجموعة المعالجة التى ينتمى اليها المفحوص (م$_{1}$) عن المتوسط العام (م) .

سم − م$_{1}$ = انحراف درجة المفحوص (سم) عن متوسط مجموعة المعالجة التى ينتمى اليها (م$_{1}$) .

فاذا تعاملنا مع الدرجة الخام ١٢ فى مثالنا السابق بالطريقة السابقة نحصل على :

١٢ − ١٣ر٨ = (١٣ر٤ − ١٣ر٨) + (١٢ر٠ − ١٣ر٤)
− ١ر٨ = (− ٤ر) + (− ١ر٤) = − ١ر٨

فاذا ربعنا هذه الانحرافات وحصلنا على مجموعها فى كل حالة نحصل على مايسمى مجموع المربعات على النحو الآتى :

مج (سم − م)^{2} = مج (م$_{1}$ − م)^{2} + مج (سم − م$_{1}$)^{2}

وفى هذه المعادلة فان :

مج (سم − م)^{2} = المجموع الكلى للمربعات .
مج (م$_{1}$ − م)^{2} = مجموع مربعات بين المجموعات .
مج (سم − م$_{1}$)^{2} = مجموع مربعات داخل المجموعات .

فاذا قسمنا كل مجموع منها على درجات الحرية المناسبة على النحو الذى بيناه فى القسم السابق نحصل على التباين فى كل حالة .

أولا : تحليل التباين البسيط (التصميم التجريبى لبعد واحد) :

(١) تحليل التباين لمستويين من بعد واحد باستخدام مجموعتين مستقلتين :

نفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة على مجموعتين من الأطفال لاختبار فعالية أحد برامج التربية التعويضية ، كانت احداهما مجموعة تجريبية تعرضت للبرنامج والثانية مجموعة ضابطة لم تتعرض للبرنامج فحصل على النتائج الآتية باستخدام مقياس للقدرة اللغوية .

جدول (٤٨) نتائج تجربة أجريت على مجموعتين مستقلتين
(هذا المثال بعرف عن)

المجموعة الضابطة	أ	ب	جـ	د	هـ	م١	ع١
درجات القدرة اللغوية	١٣	١٥	١٣	١٢	١٤	١٣ر٤	١ر١٤
المجموعة التجريبية	**و**	**ز**	**ح**	**ط**	**ى**	**م٢**	**ع٢**
درجات القدرة اللغوية	١٦	١٥	١٣	١٤	١٣	١٤ر٢	١ر٣٠
						المتوسط العام (م) = ١٣ر٨	

ولاختبار دلالة الفروق المجموعتين باستخدام تحليل التباين نتبع الخطوات الآتية :

(١) حساب الانحرافات عن المتوسطات حسب المعادلة السابقة :

المجموعة	المفحوص	س – م =	(م١ – م) +	(س – م١)
المجموعة الضابطة	أ	١٣ – ١٣ر٨ = – ٨ر	١٣ر٤ – ١٣ر٨ = – ٤ر	١٣ – ١٣ر٤ = – ٤ر
	ب	١٥ – ١٣ر٨ = +١ر٢	١٣ر٤ – ١٣ر٨ = – ٤ر	١٥ – ١٣ر٤ = +١ر٦
	جـ	١٣ – ١٣ر٨ = – ٨ر	١٣ر٤ – ١٣ر٨ = – ٤ر	١٣ – ١٣ر٤ = – ٤ر
	د	١٢ – ١٣ر٨ = – ١ر٨	١٣ر٤ – ١٣ر٨ = – ٤ر	١٢ – ١٣ر٤ = – ١ر٤
	هـ	١٤ – ١٣ر٨ = +٢ر	١٣ر٤ – ١٣ر٨ = – ٤ر	١٤ – ١٣ر٤ = +٦ر
المجموعة التجريبية	و	١٦ – ١٣ر٨ = +٢ر٢	١٤ر٢ – ١٣ر٨ = + ٤ر	١٦ – ١٤ر٢ = + ١ر٨
	ز	١٥ – ١٣ر٨ = +١ر٢	١٤ر٢ – ١٣ر٨ = + ٤ر	١٥ – ١٤ر٢ = + ٨ر
	ح	١٣ – ١٣ر٨ = – ٨ر	١٤ر٢ – ١٣ر٨ = + ٤ر	١٣ – ١٤ر٢ = – ١ر٢
	ط	١٤ – ١٣ر٨ = +٢ر	١٤ر٢ – ١٣ر٨ = + ٤ر	١٤ – ١٤ر٢ = – ٢ر
	ى	١٣ – ١٣ر٨ = – ٨ر	١٤ر٢ – ١٣ر٨ = + ٤ر	١٣ – ١٤ر٢ = – ١ر٢

(٢) تربيع الانحرافات المحسوبة فى الخطوة السابقة على النحو الآتى :

المجموعة	المفحوص	(س – م)٢ =	(م١ – م)٢ +	(س – م١)٢
المجموعة الضابطة	أ	٦٤ر	١٦ر	١٦ر
	ب	١ر٤٤	١٦ر	٢ر٥٦
	جـ	٦٤ر	١٦ر	١٦ر
	د	٣ر٢٤	١٦ر	١ر٩٦
	هـ	٠٤ر	١٦ر	٣٦ر
المجموعة التجريبية	و	٤ر٨٤	١٦ر	٣ر٢٤
	ز	١ر٤٤	١٦ر	٦٤ر
	ح	٦٤ر	١٦ر	١ر٤٤
	ط	٠٤ر	١٦ر	٠٤ر
	ى	٦٤ر	١٦ر	١ر٤٤
		مجـ(س – م)٢ = ١٣ر٦٠	مجـ(م١ – م)٢ = ١ر٦٠	مجـ(س – م١)٢ = ١٢ر٠٠

ويمكن التعبير عن مجموع المربعات فى هذه الحالة على النحو الآتى :

مجموع مربعات بين المجموعات = ١ر٦٠
مجموع مربعات داخل المجموعات = ١٢ر٠٠

المجموع الكلى للمربعات = ١٣ر٦٠

(٣) حساب درجات الحرية للمربعات الثلاثة على النحو الآتى

(أ) درجات الحرية لمجموع مربعات بين المجموعات = عدد المجموعات - ١
= ك - ١
= ٢ - ١ = ١

(ب) درجات الحرية لمجموع مربعات داخل المجموعات = ك (ن) - ك
= (٢ × ٥) - ٢
= ٨

(ج) درجات الحرية للمجموع الكلى للمربعات = ك (ن) - ١
= ٩

ولعلك لاحظت أن درجات حرية المجموع الكلى للمربعات ساوى مجموع درجات حرية المربعين الآخرين ، كما أن المجموع الكلى للمربعات هو مجموعهما .

(٤) حساب مصادر التباين الثلاثة وذلك بقسمة مجموع المربعات فى كل حالة على درجات الحرية الخاصة به . ولذلك يسمى أحيانا متوسط المربعات ، على النحو الآتى .

(أ) التباين بين المجموعات = $\frac{١ر٦٠}{١}$ = ١ر٦٠

(ب) التباين داخل المجموعات = $\frac{١٢}{٨}$ = ١ر٥٠

(ج) التباين الكلى لايحسب لأنه لايقدم معلومات مفيدة لتحليل

التباين الا لأغراض مراجعة صحة العمليات الحسابيـــــة لأن التباين الكلى يساوى مجموع التباين بين المجموعـــــات والتباين داخل المجموعات .

٥) حساب دلالة الفروق بين المتوسطين باستخدام اختبار (ف) المنسوب الى عالم الاحصاء البريطانى أرنولد فيشر مبتكر أسلوب تحليـــــل التباين وتحسب (ف) ـ كما سبق أن بينا ـ بالنسبة الآتيـــة

$$ف = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}}$$

وبتطبيق المعادلة على قيم المثال السابق نحصل على (ف) الآتية

$$ف = \frac{١٫٦٠}{١٫٥٠} = ١٫٠٧$$

. بالكشف فى جدول دلالة (ف) باستخدام درجة حرية كل من التباينين نجدها غير دالة اى لانوجد فروق بين المتوسطين وبالتالى يقبل الباحث الفرض الصفــــرى

٦) إعداد ملخص تحليل التباين على النحو الآتى ؛ وهو الجدول الـذى نجده فى البحوث المنشورة التى تستخدم هذا الأسلوب الاحصائـــــى) :

مصدر التبايـــــــــــن	مجمـــوع المربعات	درجـات الحريــة	متوســط المربعـات (التبايـن)	ف
بين المعالجات (المجموعـــات)	١٫٦٠	١	١٫٦٠	١٫٠٧
الخطا (داخل المجموعات أو المعالجات)	١٢٫٠٠	٨	١٫٥٠	
التباين الكلــــــــــــى	١٣٫٦٠	٩		

المقارنة بين اختبار (ف) واختبار (ت) لدلالة الفروق بين مجموعتين مستقلتين :

هل يوجد فرق بين استخدام اختبار (ف) واختبار (ت) للمقارنة بين متوسطين ؟ للاجابة على هذا السؤال نحسب قيمة (ت) للمثال السابق بالمعادلة الخاصة بالمجموعتين المستقلتين المتساويتين فى العدد على النحو الآتى :

$$\text{ت} = \frac{\text{١٤ر٢} - \text{١٣ر٤}}{\sqrt{\frac{(\text{١ر٣})^{٢} + (\text{١ر١٤})^{٢}}{\text{٥} - \text{١}}}} = \frac{\text{٨ر}}{\sqrt{\text{٧٢٢٤ر}}} = \frac{\text{٨٠ر}}{\text{٨٥ر}} = \text{٩٤ر}$$

وبالكشف فى جدول دلالة (ت) عند درجات حرية ٨ نجد قيمتها المحسوبة أقل من قيمتها الجدولية عند مستوى حتى ١٠ر وبالتالى فهى غير دالة وفى هذه الحالة يقبل الباحث الفرض الصفرى . وهكذا تطابقت نتائج اختبار (ف) مع اختبار (ت) .

ولكن ماهى العلاقة بين اختبار (ت) واختبار (ف) ؟ ان العلة بين الاختبارين وثيقة الى درجة أنه يمكن حساب أحدهما من قيمة الآخر فى ضوء الخصائص الرياضية لهما . فمن المعروف أن (ت) الدالة تساوى الجذر التربيعى لقيمة (ف) وبالتالى فان (ف) الدالة احصائيا تساوى مربع (ت) . وعلى ذلك فلو حسب أن الباحثين (ت) ووجد قيمتها ٣٢ر٢ وبالكشف عليها يجدها دالة عند مستوى ٠٥ر فان قيمة (ف) تكون فى هذه الحالة قيمتها ٣٨ر٥ وتكون دالة عند مستوى ٠٥ر أيضا .

وتوجد أوجه تشابه أخرى بين (ف) و (ت) لعل أهمها اعتمادهما على الافتراضات الثلاثة التى عرضناها عند الحديث عن اختبار (ت) فى الفصل السابق وهى عشوائية العينات والتوزيع الاعتدالى وتجانس التباين . وهذه الافتراضات هامة لأن توزيع العينات للاختبارين (ف) و (ت) وبالتالى قيمها الاحتمالية مشتقة من أصول تتوافر فيها هذه الافتراضات .

وعلى الرغم من أن الافتراضات الثلاثة قد لاتتوافر أثناء ممارسة البحث ، وبالتالى قد تخرق جميعها أو بعضها ، ومع ذلك فان الباحث قد يستخدم هذين الأسلوبين،ويثير هذا سؤال هام : أى هذه الافتراضات أكثر أهمية وماهى نواتج هذا الخرق ؟

ان الباحث قد يفشل فى توفير شروط العشوائية مثلا الا أن ذلك لايغير من قيمة (ت) أو (ف) المحسوبة ولكنه يحد من تعميم النتائج (ويعد حينئذ من حدود البحث)* . وكذلك فانه على الرغم من أن العينة لاتكون عشوائية الا أن استخدام (ت) أو (ف) يتطلب أن تكون الدرجات فى التجربة مستقلة بعضها عن بعض ، أى أنهما يفترضان أن يكون لكل مفحوص درجة واحدة فى التجربة ، فاذا حدث غير ذلك كأن يكون للمفحوص الواحد أكثر من درجة (على نحو القياسات المتكررة أو المجموعات المرتبطة) فلابد من استخدام صيغة أخرى لاختبار (ت) عرضناها فى الفصل السابق ، كما لابد أيضا من استخدام نموذج آخر لتحليل التباين سنعرضه فيما بعد .

ولكن ماذا عن خرق الافتراضين الآخرين (اعتدالية التوزيع وتجانس التباين) ؟ان ذلك قد يترتب عليه تغير فى احتمال الحصول على قيمة معينة للاحصاءة المحسوبة (ت أو ف) وبالتالى فان الاحتمال الحقيقى للوقوع فى النمط الأول من أخطاء الاستدلال يختلف عن ذلك الذى يحدده مستوى الدلالة المختار (٠٥ر أو ٠١ر الخ) .

وقد أشرنا فى الفصل السابق الى أن اختبار (ت) يتسم بالمنعة ضد خرق الافتراضات الثلاثة . والمقصود بالمنعة هنا أن عدم توافر الافتراضات له أثر ضئيل على احتمال الحصول على قيمة للاحصاءة وبالتالى

---

* هناك سوء فهم شائع حول مفهوم (حدود البحث)فى كثير من الرسائل الجامعية والبحوث المنشورة ، وسوف نشير الى بعض جوانب هذا المفهوم أثناء التناول الاحصائى للبيانات ثم نعرضه فى الفصل الأخير من هذا الكتاب .

على احتمال الوقوع فى النمط الأول من أخطاء الاحصاء الاستدلالى . وكان الظن منذ بضعة سنوات أن ذلك يصدق أيضا على تحليل التبايـــن واختبـــار (ف) .

الا أن هذا الظن ثبت أنه غير صحيح . فقد تحدت دراسات عديـــدة أجريت فى السنوات الأخيرة (فى (Kiess & Bloomquist, 1986) مفهوم المنعة بالنسبة لتحليل التباين . ومع ذلك فان خرق افتراضى الاعتدالية وتجانس التباين قد يكون لهما أثر ضئيل فى احتمال الوقـوع فى النمط الأول من الخطأ اذا توافرت الشروط الثلاثة الآتيـــة :

(١) تساوى عدد المفحوصين فى كل معالجة .

(٢) تشابه توزيع الدرجات فى كل معالجة ، وبشرط الا يكون هذا التوزيع مدببا جدا أو مفرطحا للغاية .

(٣) تثبيت مستوى الدلالة المقبول عند ٥٠ر .

<u>اجراء تحليل التباين من الدرجات الخام مباشـــرة :</u>

يمكن اجراء تحليل التباين بين الدرجات الخام مباشرة باللجوء الى الخطوات الآتيـــة :

(أ) الحصول على مجموع الدرجات فى كل شرط من شروط المعالجة .

(ب) الحصول على المجموع الكلى للدرجات فى جميع المعالجات .

(جـ) عدد الدرجات (المفحوصين) فى كل شرط من شروط المعالجة .

(د) عدد مستويات المتغير المستقل (المعالجات أو المجموعات) .

(هـ) العدد الكلى للدرجات (أى العدد الكلى للمفحوصيـــن) .

ويمكن تطبيق الخطوات السابقة على مثالنا السابق على النحو الآتـــى :

(١) مجموع مربعات الدرجات فى جميع المعالجات = ١٩١٨ .

(٢) مجموع درجات المجموعة الأولى (الضابطة) = ٦٧ .

(٣) مجموع درجات المجموعة الثانية (التجريبيـــة) = ٧١ .

(٤) جمع مربع مجموع درجات المجموعة الأولى(الضابطة) ومربع مجموع درجات المجموعة الثانية (التجريبية) وقسمة هذا المجموع على عدد المفحوصين فى المعالجة الواحدة (بافتراض تساوى عدد المفحوصين فى المعالجات) . وفى هذه الحالة تكون القيم كالآتى :

$$\frac{(٦٧)^{٢} + (٧١)^{٢}}{٥} = \frac{٩٥٣٠}{٥} = ١٩٠٦$$

(٥) الحصول على المجموع الكلى للدرجات فى جميع المعالجات ثم تربيع هذا المجموع وقسمة المربع على العدد الكلى للمفحوصين فى جميع المعالجات على النحو الآتى :

$$\frac{(٦٧ + ٧١)^{٢}}{١٠} = \frac{١٣٨^{٢}}{١٠} = \frac{١٩٠٤٤}{١٠} = ١٩٠٤ر٤$$

ومن القيم السابقة يمكن الحصول على مجموع المربعات الثلاثة المطلوبة فى تحليل التباين فى هذه الحالة .

(أ) مجموع المربعات بين المجموعات (المعالجات)=١٩٠٦-١٩٠٤ر٤=١ر٦
بدرجات حرية = ٢ - ١ = ١ .

(ب) مجموع المربعات داخل المجموعات (المعالجات) أو مجموع مربعات الخطأ = ١٩١٨ - ١٩٠٦ = ١٢
بدرجات حرية = ٢ (٥ - ١) = ٨

(جـ) المجموع الكلى للمربعات = ١٩١٨ - ١٩٠٤ر٤ = ١٣ر٦
بدرجات حرية = ١٠ - ١ = ٩

ولعلك لاحظت أننا حصلنا بهذه الطريقة على نفس القيم التى حصلنا عليها بطريقة مربعات الانحرافات التى تناولناها آنفا .

(٢) تحليل التباين لمستويين من بعد واحد باستخدام مجموعتين مرتبطتين (أو قياسين متكررين) :

تناولنا فيما سبق التصميم التجريبى بين المفحوصين وفيه تتعرض مجموعة مختلفة منفصلة مستقلة من المفحوصين لكل معالجة من معالجات البحث (أو مستوى من مستويات المتغير المستقل) . ونتناول الآن التصميم التجريبى الآخر والذى يسمى بتصميم داخل المفحوصين والذى يستخدم مجموعتين مرتبطتين تماما أو مجموعة واحدة ذات قياسات متكررة للمتغير التابع فى المعالجات المختلفة (أو المستويات المختلفة من المتغير المستقل) . ولهذا التصميم تسمية أخرى أقل شيوعا هى (تصميم المعالجات × المفحوصين) .

مثال : قام أحد الباحثين بدراسة تجريبية لمعرفة أثر التعرض لمستويين من مستويات الاحباط فى السلوك العدوانى لدى الأطفال . ولتحقيق ذلك اختار مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية عرضهم جميعا لمعالجة الاحباط الشديد وقاس لديهم السلوك العدوانى كمتغير تابع ، وبعد فترة عرضهم هم أنفسهم جميعا أيضا لمعالجة الاحباط الخفيف وقاس لديهم مرة أخرى السلوك العدوانى فحصل على النتائج الموضحة فى الجدول رقم (٤٩) .

جدول (٤٩) نتائج تجربة ذات قياسات متكررة فى مستويين للمتغير المستقل

المفحوص	درجات العدوان فى المعالجة الأولى (الاحباط الشديد)	درجات العدوان فى المعالجة الثانية (الاحباط الخفيف)	متوسط المفحوص
أ	٥	٣	٤ر٠
ب	٦	٢	٤ر٠
جـ	٢	١	١ر٥
د	٤	٣	٣ر٥
هـ	٣	١	٢ر٠
ن = ٥	$م_1$ = ٤ $ع_1$ = ١ر٤١	$م_2$ = ٢ $ع_2$ = ر٨٩	المتوسط العام = ٣

ولاستخدام أسلوب تحليل التباين فى هذه الحالة يجب أن ننبه الى أن ما أشرنا اليه من أن هذا التصميم يسمى أحيانا (تصميم المعالجات x المفحوصين)، والمقصود بذلك التفاعل بينهما ، وبذلك نتذكر دائما أن كل مفحوص قد قيس أداؤه فى جميع مستويات المتغير المستقل (المعالجات) . ولهذا فان مصادر التباين هنا ليست اثنين كما كان الحال فى التصميم السابق بين المعالجات والخطأ (أى داخل المعالجات) ، وانما هى فى الواقع (فى حالة التصميم ذى البعد الواحد أو البسيط عامة مهما بلغ عدد مستويات المتغير المستقل) ثلاثة على النحو الآتى :

(١) مصدر التباين الذى يرجع الى أثر المتغير المستقل (المعالجة) (أ) .
(٢) مصدر التباين الذى يرجع الى أثر الاختلافات بين المفحوصين (ب) .
(٣) تفاعل المصدرين السابقين ، أى تفاعل أ x ب .

ولكى يتضح المنطق فى هذا التقسيم لمصادر التباين يمكن للقارىء أن يسبق أحداث هذا الكتاب ويتصور التصميم العاملى داخل المفحوصين لبعد واحد على أنه تصميم ذو بعدين من النوع الذى سنسميه فيما بعد التصميم العاملى (والذى فيه يستخدم متغيران مستقلان بمستويات كل منهما المختلفة) ، الا أن الفرق الجوهرى فى مثالنا الآن أن البعدين هما متغير مستقل واحد (أ) والمفحوصون أنفسهم (ب) . ولأن كل مفحوص يتم قياسه فى كل مستوى من مستويات المتغير المستقل فان التصميم داخل المفحوصين ذى البعد الواحد (الذى نتناوله الآن) يمكن أن يسمى التصميم العاملى أ x ب (أى تفاعل المعالجات مع المفحوصين) . وبالطبع يمكن تعميم هذا التصميم واستخدامه مع أى عدد من المستويات للمتغير المستقل الواحد ومع أى عدد من المفحوصين.

ومعنى التفاعل هنا أنه يمكن أن توجد عدد من الخانات أو شروط تفاعل أ x ب بعدد مستويات المتغير المستقل وعدد المفحوصين .

وفى مثالنا الحالى فان عدد هذه الخانات أو الشروط التجريبية الناجمة عن تفاعل أ × ب كما هو موضح فى الجدول رقم (٥٠) هو ١٠ شروط ، كل منها تمثله خانة فى الجدول . والفرق الجوهرى بين هذا التصميم العاملى والتصميم العاملى المعتاد الذى سنتناوله فيما بعد أن كل خانة من الخانات العشرة لايوجد فيها الا درجة واحدة لمفحوص واحد بينما فى النموذج المعتاد توجد درجات عديدة لمجموعة من المفحوصين .

جدول (٥٠) عدد الشروط التجريبية الناتجة عن تفاعل أ × ب لمتغير مستقل عن مستويين ومفحوصين عددهم ٥

(ب) المفحوصون / (أ) المعالجات	١	٢	٣	٤	٥
(١) الاحباط الشديد					
(٢) الاحباط الخفيف					

وبالمثل يمكن اعتبار تحليل التباين البسيط للقياسات المتكررة على أنه أيضا تحليل تباين لتصميم تجريبى من بعدين (تصميم عاملى) مع وجود متوسطات لما يسمى التأثير الرئيسى main effect والتى تحسب فى هذه الحالة لكل من (أ) أى المعالجات و (ب) المفحوصين. لاحظ أننا فى البيانات الأساسية للتجربة جدول (٤٩) حسبنا متوسط كل سطر (يدل على مفحوص) ومتوسط كل عمود (يدل على معالجة) ولمتوسطات الأعمدة الدالة على المعالجات أهميتها لتقويم أثر المتغير المستقل. أما متوسطات الأسطر فتدل على الأداء المتوسط لكل مفحوص فى جميع مستويات المتغير المستقل ، وبالتالى فهى تعكس الفروق الفردية فى الأداء بين المفحوصين المشاركين فى تجربة ذات تصميم ذى قياسات متكررة . وعلى الرغم من أهمية متوسطات المفحوصين كأفراد فى تحليل التباين الا

أنها لاتسجل عادة كاحصاءات وصفية للتجربة التى تستخدم هذا التصميم التجريبى .

ولعلنا ننبه هنا مرة أخرى الى تصور التصميم التجريبى البسيط (أى البعد) على أنه نوع من التصميم العاملى ذى البعدين ، وتصور تحليل التباين المرتبط به على هذا النحو أيضا لايغير من الأمر شيئا . فالتجربة تظل فى النهاية من النوع البسيط وتحليل التباين المرتبط بها من نفس النوع أيضا . فالتصميم هو معالجة لمتغير مستقل واحد بهدف تحديد آثاره فى المتغير التابع . الا أن تصور التصميم على النحو الذى عرضناها قد يزيد من فهمه من ناحية وادراك العلاقة بينه وبين تصميمات أكثر تعقيدا سنشير اليها فيما بعد من ناحية أخرى .

وبالطبع فاننا فى تحليل التباين البسيط للقياسات المتكررة نحسب مجموع المربعات بالطريقة المعتادة التى شرحناها عند تناولنا لتحليل التباين للمجموعات المستقلة . ويتم تقسيمه الى الفئات الثلاث المنفصلة التى أشرنا اليها والتى تشمل جميع مصادر التباين فى التجربة . وبسبب أنه لاتوجد فى كل خانة من خانات جدول التفاعل جدول(٥٠) الا درجة واحدة لكل مفحوص فى كل معالجة (فى التصميم العاملى المعتاد يوجد فى كل خانة متوسط مجموعة من المفحوصين) فان هذه الدرجة سوف تعتبر (تجاوزا) متوسط درجة واحدة . وهنا ينشأ خلاف جوهرى بين هذا التصميم والتصميم العاملى المعتاد الذى يستخدم تحليل التباين فى بعدين لمجموعات مستقلة وهو عدم وجود امكانية لتقدير التباين داخل الخانات فى التصميم الحالى .

واذا كان للمتغير المستقل أثر فى المتغير التابع فان جميع المفحوصين تظهر درجاتهم ميلا للزيادة أو النقص تحت شروط معالجة معينة . فمثلا اذا كان للمعالجة أثر فى زيادة المتغير التابع فان هذا التأثير سوف ينعكس فى صورة ارتفاع المتوسط فى هذا المستوى

من مستويات المتغير المستقل ، وحتى لو لم يكن للمتغير المستقل أثر فاننا نتوقع أيضا وجود بعض الاختلاف فى القياسات المتكررة لنفس المفحوص - أى زيادة أو نقص درجته هو نفسه من معالجة لأخرى ، وهذا الاختلاف العشوائى الناجم عن المصادفة الذى يحدث من معالجة لأخرى يعبر عنه التفاعل بين المعالجات والمفحوصين (أو تفاعل أ x ب فى مثالنا) . وعلى هذا فان تفاعل (أx ب) يمثل الاختلافات فى درجات المفحوصين التى لاترجع الى تأثير المعالجات وحدها (أ) أو الى الفروق الفردية بين المفحوصين (ب)وحدها أيضا،ولذلك يعامل متوسط مربعات تفاعل المعالجات والمفحوصين (أx ب) على أنه تباين الخطأ فى هذا التصميم التجريبى .

ولعلك أدركت هذا الفرق الجوهرى بين تباين الخطأ فى تحليل التباين البسيط بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) والذى يقدر بالتباين داخل المجموعات ، وتباين الخطأ فى تحليل التباين البسيط أيضا داخل المفحوصين (القياسات المتكررة) والذى يقدر بتفاعل المعالجات والمفحوصين .

ويمكن التعبير عن درجة المفحوص فى حالة تحليل التباين البسيط داخل المفحوص على النحو الآتى :

$$س_م = م + (م_أ - م) + (م_ب - م) + \left[(س_م - م) - (م_أ - م) - (م_ب - م)\right]$$

حيث تدل

$س_م$ = على درجة المفحوص .

$م$ = المتوسط العام .

$م_أ$ = متوسط المعالجة .

$م_ب$ = متوسط المفحوص .

ولعلك لاحظت فى هذه المعادلة أن :

(م أ - م) = أثر المعادلـــة .

(م ب - م) = الفروق الفردية بين المفحوصين .

[(س 1 - م) - (م أ - م) - (م ب - م)] = أثر تفاعل المعالجات فى المفحوصين ويدل على الفرق الباقى فى درجة المفحوص بعد استبعاد كل من آثار المعالجة (أ) والفروق الفردية (ب) من هذه الدرجة .

ويمكن اعادة صياغة المعادلة السابقة بنقل المتوسط العـــام الى الطرف الأيمن من المعادلة لتصبح الصورة الجديدة لها على النحو الآتـــى :

(س م - م) = (م أ - م) + (م ب - م) + (س م - م أ - م ب + م)

ولعلك تلاحظ أن أثر التفاعل أعيدت صياغته بصورة أفضل ليصبـــح على النحو الآتـــى :

أ × ب = (س م - م أ - م ب + م)

وبالطبع اذا لم يوجد أثر لهذه المصادر الثلاثة فان المتوســـط العام (م) فى هذه الحالة يساوى درجة المفحوص .

ولأن مفهوم التفاعل له أهميته القصوى فى تحليل التبـاين نعيــد صياغته لفظيا (بما يناسب التصميم الراهن) كما يلـــى :

تفاعل المعالجات مع المفحوصين (أ×ب) =

انحراف درجة المفحوص عن المتوسط العام (س م - م) .

- انحراف متوسط المعالجة عن المتوسط العام (س ع - م) .

- انحراف متوسط المفحوص عن المتوسط العام (م ب - م) .

ويمكن الحصول على مجموع المربعات بتربيع جميع حدود المعادلة السابقة والحصول على مجموع كل منها على النحو الآتـــى :

$$\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢} = \text{مج}\,(\text{م}_{أ} - \text{م})^{٢} + \text{مج}\,(\text{م}_{ب} - \text{م})^{٢} + \text{مج}\,(\text{س} - \text{م}_{أ} - \text{م}_{ب} + \text{م})^{٢}$$

حيث يـــدل

$\text{مج}\,(\text{س} - \text{م})^{٢}$ = المجموع الكلى للمربعـــــات .

$\text{مج}\,(\text{م}_{أ} - \text{م})^{٢}$ = مجموع مربعات بين المعالجات والذى يدل على الاختلاف المنـــظم الناجم عن تفاعل المعالجات مع المفحوصين .

$\text{مج}\,(\text{م}_{ب} - \text{م})^{٢}$ = مجموع مربعات بين المفحوصين والذى يدل على الفروق الفردية بينهم .

$\text{مج}\,(\text{س} - \text{م}_{أ} - \text{م}_{ب} - \text{م})^{٢}$ = مجموع مربعات التفاعل بين المعالجات والمفحوصين .

ويمكن حساب متوسط كل من هذه المربعات بقسمة مجموعها على درجات الحرية والتى يتحدد كما يلـــى :

درجات حرية المجموع الكلـــى = ن − ١

درجات حرية بين المعالجـــات = ك − ١

درجات حرية بين المفحوصيـــن = $\text{ن}_{١}$ − ١

درجات حرية التفاعل بين المعالجات والمفحوصين = (ك − ١) ($\text{ن}_{١}$ − ١)

حيث تـــدل

ن = على العدد الكلى للقياسات فى جميع المعالجات .

ك = عدد المعالجـــات .

$\text{ن}_{١}$ = عدد القياسات فى كل معالجة .

ويمكن اجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة دون حاجة لحساب الانحرافات ومربعاتها كما تعبر عنه المعادلة السابقة وذلك باستخدام الدرجات الخام مباشرة . وسوف نستخدم هذه الطريقة فى تحليل تباين المثال الذى عرضناه فى بداية هذا القســـم .

وتتلخص الخطوات فى هذه الحالة فى الجدول رقـم (٥١) .

جدول (٥١) تحليل التباين للقياسات المتكررة باستخدام الدرجات الخام مباشرة

المفحوص	المعالجة الأولى ($أ_١$) (احباط شديد)		المعالجة الثانية ($أ_٢$) (احباط خفيف)		المجمـــوع	
	س	$س^٢$	س	$س^٢$		
١	٥	٢٥	٣	٩	٨ = مج $س_{م١}$	مج $س^٢_{م١}$ = ٦٤
٢	٦	٣٦	٢	٤	٨ = مج $س_{م٢}$	مج $س^٢_{م٢}$ = ٦٤
٣	٢	٤	١	١	٣ = مج $س_{م٣}$	مج $س^٢_{م٣}$ = ٩
٤	٤	١٦	٣	٩	٧ = مج $س_{م٤}$	مج $س^٢_{م٤}$ = ٤٩
٥	٣	٩	١	١	٤ = مج $س_{م٥}$	مج $س^٢_{م٥}$ = ١٦
$ن_١$ = ٥	مج $س_{م١}$ = ٢٠	مج $س^٢_{أ١}$ = ٩٠	مج $س_{م٢}$ = ١٠	مج $س^٢_{ب}$ = ٢٤	مج س = ٣٠ ، (مج $س)^٢$ = ٩٠٠ ، ن = ١٠ ، ك = ٢	مج مج $س^٢$ = ٢٠٢

(مج $س_{أ١})^٢$ = ٤٠٠ (مج $س_{أ٢})^٢$ = ١٠٠

ولاجراء تحليل التباين بهذه الطريقة نحتاج الى القيم الآتية :

(١) $\left(\text{مج } س^{٢}\right) = \left(\text{مج } س_{١}^{٢} + \text{مج } س_{٢}^{٢}\right) = ٩٠ + ٢٤$

$= ١١٤$

(٢) $\dfrac{\left(\text{مج } س_{١}\right)^{٢} + \left(\text{مج } س_{٢}\right)^{٢}}{ن_{١}} = \dfrac{٤٠٠ + ١٠٠}{٥} = \dfrac{٥٠٠}{٥} = ١٠٠$

(٣) $\dfrac{\text{مج } س_{١}^{٢} + \text{مج } س_{٢}^{٢} + \text{مج } س_{٣}^{٢} + \text{مج } س_{٤}^{٢} + \text{مج } س_{٥}^{٢}}{ك}$

$= \dfrac{\text{مج مج } س^{٢}}{ك}$

$= \dfrac{٢٠٢}{٢} = ١٠١$

(٤) $\dfrac{\left(\text{مج } س\right)^{٢}}{ن} = \dfrac{٩٠٠}{١٠} = ٩٠$

ويمكن الحصول على مجموع المربعات ودرجات الحرية لمصادر التباين الأربعة اللازمة من البيانات السابقة على النحو الآتى :

أولا : مجموع المربعات بين المعالجات (أ) = أى الخطوتين (٣-٤) بدرجات حرية = ك - ١ ويساوى ١٠٠-٩٠=١٠ ودرجات الحرية = ٢ - ١ = ١

ثانيا : مجموع المربعات بين المفحوصين (ب) = أى الخطوتين (٣-٤) بدرجات حرية = $ن_{١}$ - ١ ويساوى ١٠١-٩٠ = ١١ ودرجات الحرية = ٥ - ١ = ٤

ثالثا : مجموع مربعات التفاعل بين المعالجات والمفحوصين (أ×ب) = أى الخطوات (١-٢-٣+٤) بدرجات حرية (ك - ١) ($ن_{١}$ - ١) .
ويساوى ١١٤ - ١٠٠ - ١٠١ + ٩٠ = ٤ ودرجات الحرية = (٢-١) (٥-١) = ٣

رابعا : المجموع الكلى للمربعات = أى الخطوتين (١-٤) بدرجات حرية = ن - ١ ويساوى ١٤٤ - ٩٠ = ٢٤ ودرجات الحرية = ١٠ - ١ = ٩

وبعد ذلك نقسم مجموع المربعات على درجات الحرية فى كل حالة (ماعدا المجموع الكلى للمربعات) للحصول على متوسط المربعات أو التباين . ولاختبار دلالة الفروق بين المعالجات باستخدام (ف) فى هذه الحالة نقسم التباين بين المعالجات (آ) على تباين تفاعل المعالجات والمفحوصين ، وهو تباين الخطأ فى تحليل التباين ذى البعد الواحد للقياسات المتكررة كما هو الحال فى مثالنا الحالى وليس التباين داخل المفحوصين كما هو الحال فى المجموعات المستقلة . وعلى الباحثين التنبه الى هذا التمييز الجوهرى حتى لايقعوا فى أحد الأخطاء الاحصائية الشائعة فى البحوث الحديثة . ويجب أن ننبه أيضا الى أننا فى هذه الحالة لانحسب (ف) لأى مصدر آخر للتباين فيما عدا التباين بين المعالجات فقط . ويوضح الجدول رقم (٥٢) نتائج تحليل التباين لمثالنا الحالى .

جدول (٥٢) ملخص تحليل تباين ذى بعد واحد لقياسات متكررة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المعالجات (آ)	١٠	١	١٠٫٠٠	١٣٫٣٣*
بين المفحوصين (ب)	١١	٤	٢٫٧٥	
التفاعل بين المعالجات والمفحوصين (آ x ب)	٣	٤	٫٧٥	
المجموع الكلى	٢٤	٩		

وبالكشف عن دلالة (ف) فى الملحق رقم (٦) عند درجات حرية (١) للبسط و(٤) للمقام نجدها دالة عند مستوى ٫٠٥ ولذلك وضعنا علامة (*) للدلالة على ذلك .

تمريـــن (١) :

اجر تحليل التبايـن للبيانات السابقة باستخدام طريقـة مربعات الانحرافات ، وقارن بين قيمة (ف) فى الحالتين .

تمريـــن (٢) :

احسب دلالة الفروق بين المعالجتين فى المثال السابق باستخدام اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة ، وقارن بين (ت) ، (ف) فى هـذه الحالـة .

افتراضات (ف) لتصميم داخل المجموعات (القياسات المتكـررة) :

توجد أربعة افتراضات يجب توافرها فى البيانات التى يطبـق عليها تحليل التباين للقياسات المتكررة واستخدام (ف) فى هذه الحالة وهـى :

(١) كل مفحوص يجب أن يختبر ويقاس فى المتغير التابع فى كل مستوى من مستويات المتغير التابع (أى كل معالجة) .

(٢) أن يكون توزيع الدرجات فى الأصول اعتداليـا .

(٣) أن تتساوى بيانات الدرجات فى الأصول .

(٤) أن يظل اسهام الفروق الفردية داخل المفحوص الواحد متساويا بالنسبة لدرجاته فى جميع المعالجات .

وبالنسبة للافتراض الأول فانه افتراض أساسى لاجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة ، حتـى يصبح هذا النموذج الاحصائى ملائما بالفصل للبيانات وعلى ذلك فان هذا الافتراض لايمكن التهاون فى توافره والا أصبح هذا النموذج غير مناسب . أما الافتراضان الثانى والثالث فيتطابقـان مع نظائرهما من افتراضات (ف) للمجموعات المستقلة . ويمكن اختبـار تجانس البيانات بالنسبة للافتراض الثالث بنفس الطريقة ، أى باستخدام

اختبار (ف العظمى) . أما افتراض الاعتدالية فيتضمن بالطبع أن يتوافر فى العينة شرط العشوائية أو تعتمد عليه على الأقل كافتراض أيضا، ويصدق على هذا الافتراض هنا ماقلناه عنه بالنسبة للمجموعات المستقلة .

أما الافتراض الرابع فيركز على أن سلوك المفحوص ، مستقلا عن أثر المعالجة فى ذاته ، يظل مستقرا عبر جميع مستويات المتغير المستقل . وبالطبع فان هذا الافتراض عرضة للخرق فى كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . وبالطبع فان أثر انتهاك هذا الافتراض هو زيادة احتمال وقوع الباحث فى النمط الثانى من أخطاء الاستدلال الاحصائى (رفض الفرض الصفرى بينما هو صحيح) .

ونحن ننبه هنا الى أن معظم البحوث التى أجريت حول منعة تحليل التباين ضد انتهاك افتراضاته تناولت التصميم بين المجموعات (المجموعات المستقلة) . واذا أمكن لنا أن نعمم من نتائج هذه البحوث والتى تناولناها آنفا الى تصميم القياسات المتكررة يمكن القول أن انتهاك الافتراضين الثانى والثالث له أقل تأثير على احتمال الوقوع فى النمط الأول من أخطار الاستدلال الاحصائى (قبول الفرض الصفرى بينما هو خطأ) اذا توافر شرطان أساسيان هما :

(١) تشابه شكل توزيعات الدرجات فى كل معالجة وألا يكون منها أى توزيع يتسم بأنه مدبب جدا أو مفرطح جدا .

(٢) تحديد مستوى الدلالة عند ٥ر٠ .

فاذا لم تتوافر هذه الشروط وتم انتهاك الافتراضات بشدة فلامناص أمام الباحث من استخدام بعض الطرق اللابارامترية التى سنتناولها فى البابين الثالث والرابع من هذا الكتاب .

(٣) تحليل التباين البسيط (ذى البعد الواحد) لمستويات متعددة من المتغير المستقل لمجموعات متعددة مستقلة :

اقتصر تحليلنا السابق على مجموعتين أو معالجتين فقط (مستويين من المتغير المستقل الواحد) ، سواء أكانتا مستقلتين أو مرتبطتين، وذلك لبيان أوجه التشابه بين تحليل التباين البسيط واستخدام اختبار (ت) ، ولو أن استخدام اختبار (ت) فى هذه الحالة هو الأكثر يسرا وتفضيلا .

ومن الوجهة النظرية لايوجد حد أقصى لعدد مستويات المتغير المستقل (أى عدد المعالجات) . ويتحدد بالطبع عدد هذه المعالجات فى ضوء الفرض التجريبى الذى يسعى الباحث الى اختباره ، وطبيعة المتغير المستقل التى تتم معالجته ، وموارد الباحث وامكاناته .

وامتداد تعميم تحليل التباين البسيط ذى البعد الواحد الى أكثر من معالجتين (والذى يسمى حينئذ التصميم البسيط متعدد المستويات) لايتطلب أكثر من تطبيق مباشر للمبادئ والطرق والخطوات التى تناولناها فى القسمين السابقين من هذا الفصل . فالباحث فى جميع هذه الحالات يسعى الى تعظيم أثر المتغير المستقل وتصغير أثر تباين الخطأ ، والتحكم فى المتغيرات الدخيلة بحيث لاتؤدى الى سوء فهم النتائج. الا أن الفرق الجوهرى بين التصميم البسيط ذى المعالجتين والتصميم متعدد المعالجات ينشأ حين تكون (ف) دالة فى الحالة الأخيرة . انها عندئذ لاتدل على أكثر من وجود فرق دال واحد بين متوسطين على الأقل من بين المتوسطات المتعددة التى حسبها الباحث ، الا أنها لاتحدد لنا أى هذه المتوسطات بينه الفروق الدالة بالفعل ، ولصالح أى المعالجات يتحدد اتجاه هذه الفروق . ولذلك فانه فى حالة التجارب المتعددة المستويات (المتعددة المعالجات) يجب أن يتبع الحصول على (ف) دالة تطبيق مايسمى أحيانا اختبارات المتابعة أو اجراء المقارنات المتعددة بين المتوسطات .

<u>مثال :</u> قام أحد الباحثين باختبار فعالية ثلاث طرق في العلاج النفسي للقلق هي التحليل النفسي والعلاج السلوكي والعلاج المعرفي فاستخدام ثلاث مجموعات من المرضى طبق على كل منها أسلوبا مختلفا من الأساليب السابقة، كما استخدم مجموعة رابعة من الأسوياء كمجموعة ضابطة . وكان المتغير التابع هو مقياس التكيف الشخصي والاجتماعي . فحصل على البيانات الموضحة في الجدول رقم (٥٣) .

جدول (٥٣) بيانات أربع معالجات للعلاج النفسي للقلق

المجموعة الضابطة ($أ_١$)		التحليل النفسي ($أ_٢$)		العلاج السلوكي ($أ_٣$)		العلاج المعرفي ($أ_٤$)		
المفحوص	الدرجة (س)	المفحوص	الدرجة (س)	المفحوص	الدرجة (س)	المفحوص	الدرجة (س)	
أ	١١٤	و	١١٩	ك	١١٢	ك	١١٧	
ب	١١٥	ز	١٢٠	ل	١١٦	ل	١١٧	
ج	١١١	ح	١١٩	م	١١٦	م	١١٤	
د	١١٠	ط	١١٦	ن	١١٥	ن	١١٢	
هـ	١١٢	ي	١١٦	س	١١٢	س	١١٧	
$ن_١$ = ٥	مج $س_١$ = ٥٦٢ $م_١$ = ٤ر١١٢	$ن_٢$ = ٥	مج $س_٢$ = ٥٩٠ $م_٢$ = ١١٨	$ن_٣$ = ٥	مج $س_٣$ = ٥١٧ $م_٣$ = ٢ر١١٤	$ن_٤$ = ٥	م$س_٤$ = ٥٧٧ $م_٤$ = ٤ر١١٥	مج س = ٢٣٠٠ م = ١١٥

ويمكن حساب مجموعي المربعات في هذه الحالة على النحو الآتي :

<u>أولا : مجموع المربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) :</u>

وقد حسبت من مربعات انحرافات الدرجات الفردية للمفحوصين ($ح^٢$) عن متوسط المعالجة التي ينتمون اليها كما يلي :

المعالجة ($أ_{1}$)		المعالجة ($أ_{2}$)		المعالجة ($أ_{3}$)		المعالجة ($أ_{4}$)	
$ح_{1}$	$ح_{1}^{2}$	$ح_{2}$	$ح_{2}^{2}$	$ح_{3}$	$ح_{3}^{2}$	$ح_{4}$	$ح_{4}^{2}$
+١ر٦	٢ر٥٦	+١ر٠	١ر٠ –	–٢ر٢	٤ر٨٤	+١ر٦	٢ر٥٦
+٢ر٦	٦ر٧٦	+٢ر٠	٤ر٠ –	+١ر٨	٣ر٢٤	+١ر٦	٢ر٥٦
–١ر٤	١ر٩٦	+١ر٠	١ر٠ –	+١ر٨	٣ر٢٤	–١ر٤	١ر٩٦
–٢ر٤	٥ر٧٦	–٢ر٠	٤ر٠	+ر٨	ر٦٤	–٣ر٤	١١ر٥٦
–ر٤	ر١٦	–٢ر٠	٤ر٠	–٢ر٢	٤ر٨٤	+١ر٦	٢ر٥٦
مج $ح_{1}^{2}$ = ١٧ر٢٠		مج $ح_{2}^{2}$ = ١٤ر٠		مج $ح_{2}^{2}$ = ١٦ر٨٠		مج $ح_{2}^{2}$ = ٢١ر٢٠	

فاذا جمعنا مجاميع المربعات الأربعة نحصل على مج مج $ح^{2}$=٦٩ر٢٠

ثانيا : مجموع المربعات بين المجموعات (بين المعالجـــــات) :

وقد حسب من مربعات فروق ($ق^{2}$) متوسطات المعالجات عن المتوسط العام (م = ١١٥) وضرب ($ق^{2}$) فى عدد الحالات فى كل معالجة، مع ملاحظة أن هذا العدد متساو فى جميع الحالات فى مثالنا (ن = ٥) .

المعالجة ($أ_{1}$)			المعالجة ($أ_{2}$)			المعالجة ($أ_{3}$)			المعالجة ($أ_{4}$)		
$ق_{1}$	$ق_{1}^{2}$	$ن_{1}ق_{1}^{2}$	$ق_{2}$	$ق_{2}^{2}$	$ن_{2}ق_{2}^{2}$	$ق_{3}$	$ق_{3}^{2}$	$ن_{3}ق_{3}^{2}$	$ق_{4}$	$ق_{4}^{2}$	$ن_{4}ق_{4}^{2}$
–٢ر٦٠	٦ر٧٦	٣٣ر٨٠	+٣ر٠٠	٩ر٠٠	٤٥ر٠٠	–ر٨٠	ر٦٤	٣ر٢٠	+ر٤٠	ر١٦	ر٨٠

فاذا جمعنا ن $ق^{2}$ فى المعالجات الأربعة نحصل على مج ن $ق^{2}$=٨٢ر٨٠

ويمكن الحصول عليه بطريقة أخرى بجمع $ق^{2}$ للحصول على مج ق =١٦ر٥٦ ثم ضربه فى (ن = ٥) بسبب تساوى عدد الحالات فى المعالجات الأربعة ويكون المجموع فى هذه الحالة مرة أخرى ٨٢ر٨٠ .

ثالثا: تلخيص تحليل التباين فى الجدول رقم (٥٤)

جدول (٥٤) ملخص تحليل التباين البسيط لمستويات أربعة لمتغير مستقل واحد

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المعالجات	٨٢ر٨٠	٣	٢٧ر٦٥٠	٦ر٣٨ **
داخل المعالجات (الخطأ)	٦٩ر٢٠	١٦	٤ر٣٢٥	
المجموع الكلى	١٥٢ر٠٠	١٩		

وبالكشف فى جدول دلالة (ف) نجد أن القيمة المحسوبة دالة عند مستوى ٠١ر عند درجات حرية (٣) للبسط و (١٦) للمقام • ولذلك رسمنا الى جوارها الرمز (**) الدال على ذلك • ومعنى ذلك أنه توجد فروق دالة بين المتوسطات على وجه العموم ، الا أننا لانستطيع أن نحدد موقع وموضع هذه الفروق بالضبط ولذلك لابد فى هذه الحالة من اجراء المقارنات الثنائية البعدية وهذا ما سنوضحه فى الفصل التالى •

تدريب (١): احسب المجموع الكلى للمربعات فى المثال السابق للتأكد من صحة العمليات الحسابية •

تدريب (٢) : اجر تحليل التباين للبيانات السابقة باستخدام الدرجات الخام مباشرة (يمكنك اختصار العمليات الحسابية بطرح مقدار ثابت من جميع الدرجات وليكن فى هذه الحالة العدد ١٠٠) •

قياس قوة تأثير المعالجـات :

ماذا يعنى وجود فرق دال احصائيا بين متوسطات المعالجـات ؟

ان الاجابة على هذا السؤال ببساطة هى أن الدلالة الاحصائيـة لايتجاوز معناها أن المتغير المستقل له أثر فى المتغير التابـع . وهى لاتقيس قوة العلاقة بين المتغيرين ، ومع ذلك فان اهتمام الباحث قد يمتد الى معرفة تأثير المعالجة المستخدمة فى البحث . ويظهـر ذلك فى تعبير الباحث عن مستوى الدلالة . فحين تكون (ف) دالة عنـد مستوى ٠٠١ر فهى توصف بأنها عالية الدلالة بينما حين تكون عنـد مستوى ٠٥ر توصف بأنها " دالة " فقط . والتضمين الذى توحى به مثـل هذه العبارات التى ترد كثيرا فى تقارير البحوث المنشورة والرسائـل الجامعية أن الفروق الدالة دلالة " عالية " تعكس تأثيرا أكبر للمعالجة من الفروق " الدالة " فقط . الا أن هذا التفسير غير صحيح ، ولايمكـن الوصول اليه من محض اختبار الدلالة .

ولتوضيح ذلك نذكرك بأن قيمة (ف) ـ وكذلك (ت) ـ لاتعتمد فقـط على الفروق بين متوسطات مجموعات المعالجة وانما تعتمد على تبايـن الخطأ فى التجربة . وعلى ذلك فانه فى تجربتين مختلفتين حول نفـس المشكلة قـد يتوصل الباحثان الى نفس الفروق بين متوسطات مجموعات المعالجة ومع ذلك تختلف قيمة (ف) ، (ت) فى الحالتين بسبب اختلافهما فى تباين الخطأ ، وقد يؤدى ذلك الى تسجيل احداهما على أنهـا ذات " دلالة عالية " والأخرى على أنها " ذات دلالة فقط " . مع أن كليهمـا قد يعكس نفس التأثير للمعالجة أو المتغير المستقل كما يظهر فـى الفروق الحقيقية بين متوسطات المعالجات . وعلى ذلك فلا يمكن المقارنة بين قوة تأثير المعالجات فى التجارب المختلفة ـ باستخدام اختبـار الدلالة ـ الا اذا كان تباين الخطأ فيها متساويا . الا أن هذا ينـدر حدوثه فى البحوث العلمية . وعلى ذلك فان اختبار الدلالة ليس مقياسـا ملائما لقياس تأثير المعالجة ، على الرغم من أن بعض الباحثين يقعـون كثيرا فى هذا الخطأ الشائع .

كيف يمكن قياس قوة تأثير المعالجات اذن ؟ لقد اقترح العلماء بضعة مقاييس احصائية خاصة لهذا الغرض للوصول الى تحديد حجم تأثير المتغير المستقل تحديدا كميا . وتسمى هذه المقاييس تسميات مختلفة منها قوة مقاييس الترابط association وسعة مقاييس التأثير، ومؤشرات الاستخدام utility .وتعتمد هذه المقاييس جميعا على تقدير النسبة من التباين الكلي التي ترجع الى التباين المنتظم ، أو بعبارة أخرى النسبة بين التباين الكلي الذي يمكن " تفسيره" أو تعليله accounted for ، بالمتغير المستقل أو المعالجة .وأشهر مقاييس قوة الترابط مقياسان هما مربع ايتا ومربع أوميجا .وتوجد بالطبع مقاييس عديدة أخرى لايتسع المقام لتفصيلها .

(أ) مربع إيتا : احصاءة مربع ايتا تسمى أحيانا نسبة الارتباط ، وتقدم مقياسا وصفيا للترابط بين العينات موضع البحث .ويمكن الحصول عليها لاختبار (ت) بالمعادلة الآتية باستخدام مربع (ت) ودرجات الحرية .

$$\text{مربع ايتا } (n^2) = \frac{ت^2}{ت^2 + \text{درجات الحرية}}$$

أما بالنسبة لتحليل التباين فيمكن الحصول عليها بالمعادلة الآتية حيث تدل ببساطة على نسبة مجموع المربعات الخاص بأثر المعالجات (بين المعالجات) الى المجموع الكلي للمربعات بالمعادلة الآتية :

$$(n^2) = \frac{\text{مجموع المربعات بين المعالجات}}{\text{المجموع الكلي للمربعات}}$$

كما يمكن الحصول عليها من قيمة (ف) ودرجات الحرية في تحليل التباين بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) على النحو الآتي :

$$n^2 = \frac{(\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times (ف))}{[\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times (ف)] + \text{درجات حرية تباين الخطأ}}$$

وتدل قيمة مربع ايتا على النسبة من التباين الكلى للمتغير التابع فى العينات موضع البحث التى ترجع الى أثر المتغير المستقل • وينتمى مربع ايتا الى الاحصاء الوصفى (أى احصاء العينات) •

(ب) <u>مربع أوميجا :</u> على عكس مربع ايتا فان مربع أوميجا يعتبر بارامتر وينتمى الى الاحصاء الاستدلالى (أى احصاء الأصول)• صحيح أنه أيضا عبارة عن نسبة تعكس مقدار التباين المنظم من التباين الكلى فى درجات المتغير التابع الا أنه على عكس مربع ايتا يستخدم فى تقدير النسبة من التباين الكلى التى يمكن " تفسيرها " أو " تحليلها " للمتغير التابع فى الأصل الذى اشتقت منه العينة • الا أن هذا التقدير لبارامتر الأصل محدود بالمستويات الخاصة من المتغير المستقل (المعالجات) المستخدمة فى التجربة •

ويحسب مربع أوميجا لاختبار (ت) بالمعادلة الآتية :

$$\text{مربع أوميجا } (\omega^2) = \frac{\text{ت}^2 - 1}{\text{ت}^2 + \text{ن}_1 + \text{ن}_2 - 1}$$

أما بالنسبة لتحليل التباين فتحسب كما يلى :

$$= \frac{\text{مجموع مربعات بين المعالجات} - (\text{عدد المعالجات} - 1)(\text{متوسط مربعات الخطأ})}{\text{المجموع الكلى للمربعات} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

ويحسب لاختبار (ف) كما يلى :

$$= \frac{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times (\text{ف} - 1)}{[\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} \times (\text{ف})] + \text{درجات حرية الخطأ} + 1}$$

<u>أمثلة :</u>

احسب مقياس قوة الترابط للنتائج الآتية :

(١) ت = ٢ر١٧٢ دالة عند مستوى ٠٥ر بدرجات حرية ١٠٥

حيث أن $ن_1$ = ٥٤ ، $ن_2$ = ٥٣

$$\eta^2 = \frac{(\text{٢ر١٧٢})^2}{(\text{٢ر١٧٢})^2 + \text{١٠٥}} = \text{٠٤ر}$$

أو

$$\omega^2 = \frac{(\text{٢ر١٧٢})^2 - \text{١}}{(\text{٢ر١٧٢})^2 + \text{٥٤} + \text{٥٣} - \text{١}} = \text{٠٣ر}$$

(٢) احسب معامل مربع ايتا لبيانات الجدول الآتي :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
بين المعالجات	٢١ر٧٩٠	١	٢١ر٧٩٠	٦٩ر٤ *
داخل المجموعات (الخطأ)	٩٥ر١٧٧٠٠	١٠٥	٥٨ر١٦٨	
المجموع الكلي	١٦ر١٨٤٩١	١٠٦		

$$\eta^2 = \frac{\text{٢١ر٧٩٠}}{\text{١٦ر١٨٤٩١}} = \text{٠٤ر}$$

أو

$$\eta^2 = \frac{\text{١} \times \text{٦٩ر٤}}{(\text{١} \times \text{٦٩ر٤}) + \text{١٠٥}} = \text{٠٤ر}$$

(٣) احسب معامل مربع أوميجا لبيانات الجدول السابق .

$$\omega^2 = \frac{\text{٢١ر٧٩٠} - (\text{١} \times \text{٥٠ر١٦٨})}{\text{٩٥ر١٧٧٠٠} + \text{٥٠ر١٦٨}} = \text{٠٣ر}$$

أو

$$\omega^2 = \frac{\text{١} \times (\text{٦٩ر٤} - \text{١})}{(\text{١} \times \text{٦٩ر٤}) + \text{١٠٥} - \text{١}} = \text{٠٣ر}$$

ولعلك لاحظت أن مربع أوميجا أقل قليلا من مربع ايتا ، والسبب فى ذلك أن المقياس الأول هو تقدير لبارامتر الأصل بينما الثانى هو احصاءة عينة كما قلنا .

والسؤال الذى يستدعى عدة أسئلة هو كيف نفسر مقاييس قوة الترابط ؟ وماذا يعنى حصول الباحث على معامل ايتا = ٤٠ر أو معامل أوميجا = ٢٠ر ؟ هل تدل هذه القيم على اسهام المتغير المستقل بنسبة مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة من التباين الكلى فى المتغير التابع ؟ بالطبع ان النظر المباشر الى نسبة لاتتجاوز ٣٪ أو ٤٪ من تباين مقداره ١٠٠٪ تشير الى أنها نسبة صغيرة ، ولكن ماهى النسبة من التباين الكلى للمتغير التابع التى يمكن أن نقبلها على أنها تُفَسَّر بالمتغير المستقل ؟

للاجابة على هذه الأسئلة نقول ان توقع اسهام المتغير المستقل بنسبة تساوى التباين الكلى (أى ١٠٠٪) مستحيل الحدوث ، ففى جميع الحالات يرجع بعض التباين فى المتغير التابع الى أخطاء القياس والى متغيرات دخيلة غير مثبتة أو غير مضبوطة . وبالطبع فان أخطاء القياس لاتحدث بطريقة منتظمة فى أى تجربة ، وانما تحكمها المصادفة والعشوائية ، وبالتالى لايمكن استبعادها تماما من أى تجربة . كما أنه لايمكن ضبط وتثبيت جميع المتغيرات الدخيلة فى التجربة الواحدة ، وبالتالى لابد أن يوجد دائما تباين للخطأ فى أى تجربة ، وعلى الباحث أن يقنع بحصوله على اسهام للمتغير المستقل فى التباين الكلى للمتغير التابع بنسبة أقل من ١٠٠٪ .

ماهو المقدار الذى يمكن قبوله ؟ لاتوجد بعد طريقة احصائية دقيقة للوصول الى هذا الحكم ، وانما توجد قاعدة معتمدة على الخبرة اقترحها (Cohen, 1977) لتقويم قوة تأثير المتغير المستقل على النحو الآتى :

(أ) التأثير الذى يفسر حوالى ١٪ من التباين الكلى يدل على تأثير ضئيل .

(ب) التأثير الذى يفسر حوالى ٦٪ من التباين الكلى يعد تأثيرا متوسطا .

(جـ) التأثير الذى يفسر حوالى ١٥٪ فأكثر من التباين الكلى يعد تأثيرا كبيرا .

ومع ذلك فمن الصعب جدا تحديد مقدار مربع ايتا أو مربع أوميجا الذى يعكس بالفعل مقدارا هاما من التباين المفسر بالمتغير المستقل. ففى البحوث الاستطلاعية الذى يسعى فيها الباحث الى الوصول الى أقصى تأثير محتمل للمتغير المستقل يكون من المنطقى توقع قيم قد تصل الى ٥٠ر أو أكبر . ولكن الأمر يختلف فى البحوث المستندة الى اطار نظرى جيد (من خلال نظرية البحث أو نتائج الدراسات السابقة حوله) والتى تتم فيها معالجة المتغير المستقل معالجة متقنة فاننا فى هذه الحالة قد نقبل نسبة ٤٪ أو ٥٪ من التباين الكلى على أنها مفسرة بالمتغير المستقل ، ففى هذا النوع من البحوث عادة مايسعى الباحثون (وخاصة فى العلوم الانسانية) فى دراستهم لمشكلاتهم البحثية ومحاولاتهم التوصل الى تفسيرات للظاهرة موضع الاهتمام أن تكون معالجاتهم للمتغيرات المستقلة موجهة بالاطار النظرى للبحث ، ويكون الهدف الأساسى هو اختبار الفروض البحثية المستنبطة من هذه النظرية .وعادة ما تكون المعالجة المطلوبة لاختبار الفرض البحثى فى هذه الحالة محدودة . وبالتالى يصعب أن تفسر نسبة كبيرة من التباين الكلى للمتغير التابع المقيس فى التجربة . ومع ذلك فان المعالجة المحدودة وماقد يتلوها من تأثير صغير للمتغير المستقل قد يكون لهما أهمية نظرية بالغة . ولعل القارىء للبحوث التى استخدمت منهج التحليل البعدى فى السنوات الأخيرة توضح لنا هذه الحقيقة الهامة وخاصة فى مجال البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . فوسيط معاملات ايتا فى عدد كبير من هذه البحوث لايتجاوز ٠٨ر . ولعل هذه الحقيقة تقدم لك صورة واضحة عن مدى قوة الترابط الشائع فى معظم البحوث ويزودك بأساس مفيد فى تقويم حجم التأثير باستخدام مقاييس قوة الترابط .

ثانيا: تحليل التباين المركب . التصميم العاملى باستخدام أكثر من متغير مستقل واحد لمجموعات مستقلة :

(١) أهمية التصميم العاملى :

يقدم لنا التصميم التجريبى البسيط لمتغير واحد وتحليل التباين المرتبط به معظم المبادئ الأساسية للتصميم التجريبى عامة والأسلوب الاحصائى المناسب والطرق والخطوات الرئيسية لتحليل التباين . الا أن تصميم البعد الواحد محدود الاستخدام لأنه لايسمح للباحث الا بمعالجة متغير مستقل واحد فقط بينما الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية متعددة العوامل ، فغالبا ماتتأثر بمتغيرين مستقلين أو أكثر ومن هنا نشأت الحاجة الى التصميم التجريبى العاملى factorial design.

وكلمة عامل المستخدمة فى وصف هذا التصميم تساوى كلمة بعد التى آثرنا استخدامها ، وكلاهما مرادف لمصطلح المتغير المستقل . ومعنى ذلك أن التصميم العاملى هو تصميم بحثى مكون من متغيرين مستقلين أو أكثر يؤثران متآنيين (أى معا وفى وقت واحد) فى المتغير التابع ،ويكون لكل من هذه المتغيرات المستقلة مستوياته التى تسمى المعالجات . وفى أبسط نماذج التصميم العاملى يتم معالجة متغيرين مستقلين ويكون لكل منهما مستويان فقط ، ويسمى هذا التصميم العاملى ٢x٢ حيث يدل العدد (٢) الأول على مستويين للمتغير المستقل الأول ، ويدل العدد (٢) الثانى على مستويين للمتغير المستقل الآخر. وقد يتطلب البحث أكثر من مستويين للمتغيرين المستقلين أو لأحدهما ، وحينئذ قد يكون التصميم العاملى من نوع ٣x٢ أو ٣x٣ وهكذا .

وقد يزداد التصميم العاملى تعقيدا حين يتضمن أكثر من متغيرين مستقلين لكل منها مستوياته (أو معالجاته) . فاذا كان عدد هذه المتغيرات المستقلة ثلاثة ولكل منها مستويان للمعالجة يسمى التصميم العاملى فى هذه الحالة ٢x٢x٢ ، أما اذا كان أحدها أو بعضها له أكثر من مستويين فقد يكون التصميم العاملى حينئذ من نوع ٢x٣x٤ أو

٤x٢x٤ أو ٣x٣x٢ أو ماشئت من بدائل يحددها الاطار النظرى للبحث . وتؤكد لنا الخبرة بالمنهج التجريبى أن التجربة المعتادة التى تستخدم التصميم العاملى تعالج متغيرين مستقلين كحد أدنى ، و ٤ متغيرات مستقلة كحد أقصى .

وقد يكون التصميم العاملى من نوع بين المفحوصين (أى من النوع الذى يستخدم مجموعات مستقلة) أو داخل المفحوصين (أى من النوع الذى يستخدم القياسات المتكررة) ، أو خليطا منهما على النحو الذى يسمى التصميم المختلط ، وهذه النماذج سوف نتناولها فى الأقسام التالية من هذا الفصل على التوالى .

وخلاصة القول أن من المعتاد فى البحوث التجريبية فى المجالات النفسية والتربوية والاجتماعية أن يجرى الباحثون تجاربهم بمعالجة أكثر من متغير مستقل واحد . والسؤال هو لماذا يفضل الباحثون المعالجة المتآنية لعدة متغيرات مستقلة فى تجربة واحدة بدلا من معالجة هذه المتغيرات كلا منها على حدة فى تجارب عديدة ؟ للاجابة على هذا السؤال نقول أنه من الأكفأ - بل والأكثر اتساقا مع فلسفة العلم ومع المعنى الحديث للسببية - اجراء تجربة واحدة باستخدام بضعة متغيرات مستقلة متآنية بدلا من اجراء بضعة تجارب باستخدام متغير مستقل واحد فى كل مرة . ويمكن أن نلخص مزايا التصميم العاملى التى يتفوق بها على تصميم المتغير المستقل الواحد فيما يلى :

(١) فى تجربة واحدة تعالج عدة متغيرات مستقلة يكون التحكم التجريبى أفضل وخاصة حين يتطلب الأمر تثبيت بعض المتغيرات الدخيلة ، فحينئذ تكون ظروف الضبط أكثر دقة منها فى حالة اجراء عدة تجارب منفصلة ، كل منها يعالج متغيرا مستقلا واحدا .

(٢) النتائج التى يتوصل اليها الباحثون عبر متغيرات مستقلة متعددة تكون أكثر قيمة فى التفسير العلمى وفى ادراك معنى السببية المتعددة من النتائج التى يحصلون عليها من متغير مستقل واحد . فالتفسير

بمتغير واحد لايكفى وخاصة بالنسبة للظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية التى تتسم بالتعقد الشديد والتداخل الكبير بين العوامل المسببة لها .

(٣) هناك حاجة مستمرة للتأكد من عمومية نتائج البحث عبر أنماط مختلفة من المفحوصين و/أو المواقف التجريبية ، وفى هذا يتفوق التصميم العاملى على تصميم المتغير المستقل الواحد (البعد الواحد) لأنه يتعامل فى المرة الواحدة مع مجموعات مختلفة من المفحوصين (فى حالة المجموعات المستقلة خاصة) فى مستويات مختلفة (معالجات) من عدة متغيرات مستقلة متعددة .

(٢) <u>التصميم العاملى ٢ x ٢ لمجموعات مستقلة :</u>

لكى يوضح خصائص التصميم العاملى بصفة عامة نتناول التصميم العاملى ٢x٢ لمجموعات مستقلة فهو أبسط التصميمات العاملية وأكثرها ملاءمة لهذا الغرض .

<u>مثال</u> : نفرض أن احد الباحثين أجرى تجربة لدراسة أثر كل من جاذبية الرسالة الاعلامية (أ) وطبيعة محتواها (ب) فى تغيير اتجاهات الشباب نحو التدخين . لعلك لاحظت أن هناك متغيرين مستقلين هما (أ) ، (ب) ومتغير تابع واحد هو اتجاهات الشباب نحو التدخين . ولنفرض أن هذا الباحث اقتصر على مستويين فقط لكل من هذين المتغيرين المستقلين هما : الجاذبية فى مقابل عدم الجاذبية للمتغير الأول ، والرأى فى مقابل الحقيقة للمتغير الثانى . وهكذا يصبح تصميمه التجريبى من النوع العاملى ونسميه فى هذه الحالة ٢x٢ (أى مستويان للمتغير المستقل الأول ومستويان أيضا للمتغير المستقل الثانى) .ويوضح الجدول رقم (٥٥) خطة هذا التصميم .

جدول (٥٥) تصميم عاملى ٢ × ٢ لمجموعات مستقلة

		مستويات المتغير المستقل الأول (أ) جاذبية الرسالة الاعلامية	
		جذابة (أ$_1$)	غير جذابة (أ$_2$)
مستويات المتغير المستقل الثانى (ب) طبيعة محتوى الرسالة الاعلامية	آراء (ب$_1$)	شروط المعالجة أ$_1$ ، ب$_1$ أو خانة تفاعل أ$_1$ × ب$_1$ أو (رسالة جذابة) (آراء)	شروط المعالجة أ$_2$ ، ب$_1$ أو خانة تفاعل أ$_2$ × ب$_1$ أو (رسالة غير جذابة (آراء)
	حقائق (ب$_2$)	شروط المعالجة أ$_1$ ، ب$_2$ أو خانة تفاعل أ$_1$ × ب$_2$ أو رسالة جذابة) (حقائق)	شروط المعالجة أ$_2$ ، ب$_2$ أو خانة تفاعل أ$_2$ × ب$_2$ أو (رسالة غير جذابة) (حقائق)

ومن هذا الجدول يتضح لنا أن تصميم مثل هذه التجربة يتطلب أربعة شروط معالجة مختلفة ، وهى فى الواقع ناتجة عن حاصل ضرب ٢ × ٢ (أو تفاعل ٢ × ٢ كما تسمى بلغة تحليل التباين) ، وهذه الشروط الأربعة هى أ$_1$ب$_1$ ، أ$_1$ب$_2$ ، أ$_2$ب$_1$ ، أ$_2$ب$_2$ ، وكل منها يمثل فى هذا الجدول احدى خاناته الأربعة . وبالطبع فان كل معالجة فى كل خانة تدل على تفاعل أحد مستويى أحد المتغيرين المستقلين مع أحد مستويى المتغير المستقل الآخر .

وبعدئذ يقوم الباحث بتوزيع عينته الكلية من المفحوصين عشوائيا

على كل شرط (أو خانة) من الشروط الأربعة للمعالجة . فاذا كان العدد الكلي للمفحوصين هو ٢٠ مفحوصا فانه يعين عشوائيا ٥ مفحوصين مختلفين فى كل خانة من هذه الخانات . وهكذا فعلى الرغم من أن التجربة تتألف من أربع معالجات الا أن كل مفحوص لايتعرض الا الى شرط معالجة واحد منها ، أى أن التصميم العاملى فى هذه الحالة من نوع المجموعات المستقلة .

ماهى المعلومات التى يحصل عليها الباحث من هذا التصميم التجريبى العاملى ؟

لقد أشرنا فيما سبق الى أن الهدف الرئيسى من التصميم العاملى هو دراسة آثار متغيرين مستقلين على الأقل معا وفى وقت واحد. ولهذا فان المعلومات التى يحصل عليها الباحث من هذا التصميم تنقسم الى نوعين هما التأثيرات الرئيسية * main effects للمتغيرين المستقلين والتفاعل بينهما interaction، ويوضح الجدول رقم (٥٦) التصميم السابق .

---

* شاع فى السنوات الأخيرة استخدام رئيس ورئيسة (بحذف الياء) بدلا من رئيسى ورئيسية ، على أساس أن اضافة الياء المشددة الى الصفة ليست من الاستعمالات العربية . ويذكر اميل يعقوب فى كتابه (معجم الخطأ والصواب فى اللغة . بيروت : دار العلم للملايين ، ١٩٨٣ ، ص ١٤١ - ١٤٢) أن لجنة الأصول التابعة لمجمع اللغة العربية بالقاهرة انتهت الى قرار أقره مجلس المجمع ينص على مايلى :

" يستعمل بعض الكتاب : العضو الرئيسى أو الشخصيات الرئيسية وينكر ذلك كثيرون ، وترى اللجنة تسويغ هذا الاستعمال بشرط أن يكون المنسوب اليه أمرا من شأنه أن يندرج تحته أفراد متعددة ". وقد آثرنا استخدام اللفظ بصورته المألوفة أى رئيسى ورئيسية .

جدول (٥٦) التأثيرات الرئيسية للمتغيرين المستقلين والتفاعل بينهما (م = المتوسط)

		المتغير المستقل (أ)		متوسط التأثير الرئيسى للمتغير (ب) أو مب
		أ١	أ٢	
المتغير المستقل (ب)	ب١	م أ١ ب١	م أ٢ ب١	م ب١
	ب٢	م أ١ ب٢	م أ٢ ب٢	م ب٢
متوسط التأثير الرئيسى للمتغير (أ) أو مأ		م أ١	م أ٢	

ويمكن توضيح كلا من نوعى المعلومات على النحو الآتـــى :

(١) التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلـــة :

يوضح الجدول (٥٦) المتوسطات المختلفة التى يمكن حسابها فـى التصميم العاملى ٢ × ٢ . وفى الجدول يدل متوسط التأثير الرئيسى للمتغير (أ) أو مأ على التأثير الكلى لهذا المتغير ويمثله الرمزان مأ١ ، مأ٢ . ويسمى هذان المتوسطان أحيانا فى بعض المؤلفات المتخصصة فى التصميم التجريبى بمتوسطات الأعمدة وهناك تسمية أكثر عمومية هى ببساطة متوسطات الهوامش أو الحدود ، ولعلك لاحظت أننا حسبنا هذين المتوسطين للمتغير (أ) كما هو واضح من الجدول بتجاهل تصنيف المفحوصين فى كل من العمودين حسب المتغير (ب) وقد أوضحنا ذلك بالسهم الرأسى فى العمودين . وقد حدث نفس الشىء فى حساب متوسط

التأثير الرئيسى للمتغير (ب) فقد حسبنا المتوسطين م ب١ ، م ب٢ بتجاهل تصنيف المفحوصين فى كل من السطرين حسب المتغير (أ) وقد أوضحنا ذلك مرة أخرى بالسهم الأفقى فى السطرين (يسمى متوسط التأثير الرئيسى للمتغير ب أحيانا متوسط السطور) .

ماذا حدث فى هذه الحالة ؟ لقد حسبنا متوسط جميع المفحوصين فى المتغير أ سواء كانوا فى المعالجة أ١ ، أو أ٢ متجاهلين تصنيفهم فى المتغير الثانى (أى ب) . ان ماقمنا به فى هذه الحالة مع المتغير (أ) أشبه بالتعامل مع تصميم عاملى ذى بعد واحد يعالج المتغير المستقل (أ) فى مستويين هما أ١ ، أ٢ . وقد فعلنا نفس الشيء مع المتغير (ب) . وبهذا أصبح التصميم العاملى يعامل فى هذه الحالة كما لو كان تجربتين منفصلتين من نوع التصميم العاملى البسيط يعالج كل منها متغيرا مستقلا واحدا له مستويان .

والتأثير الرئيسى لكل من المتغيرين فى هذه الحالة هو الفرق بين معالجتيهما أو مستوييهما . فالتأثير الرئيسى للمتغير الأول (أ) هو (م أ١ – م أ٢) وكذلك فالتأثير الرئيسى للمتغير الثانى (ب) هو (م ب١ – م ب٢) . فاذا كان للمتغير (أ) مثلا أثر فى المتغير التابع فان ذلك سوف ينعكس فى قيمة (م أ١ – م أ٢) وكذلك الشأن مع المتغير المستقل (ب) .

(ب) التفاعل بين المتغيرات المستقلة :

يقال أن هناك تفاعلا بين متغيرين أو أكثر حين يؤثر كل منهما فى الآخر وينشأ عن ذلك اعتماد أحدهما على الآخر. وفى التصميم التجريبى يحدث هذا التفاعل حين يعتمد أحد المتغيرات المستقلة (وليكن فى مثالنا المتغير أ) على مستوى المتغير الآخر (وليكن ب١ أو ب٢) الذى تتم معالجته معه . ومعنى ذلك أن التفاعل بين المتغيرات المستقلة

هو تأثيرها المشترك فى المتغير التابع ،وهو التأثير الذى لايمكن التنبؤ بــه ببساطة من معرفة التأثير الرئيس لكل من المتغيرات المستقلة علــى حدة . وعلى ذلك فان حدوث التفاعل يجب تحليله بمقارنة الفروق بيــن متوسطات الخانات فى الجدول (٥٦) وليس بين التأثيرات الرئيسيــة وهى : م أ١ب١ ، م أ١ب٢ ، م أ٢ب١ ، م أ٢ب٢ .

أسس تحليل التباين لتصميم عاملى ٢ x ٢ لمجموعات مستقلــة :

يوضح الجدول رقم (٥٧) درجات المفحوصين فى مقياس الاتجاه نحـو التدخين كمتغير تابع فى المجموعات الأربعة التى يتكون منها التصميم لاجراء التحليل التباين على هذه البيانات ولعلك لاحظت أننا حسبنـا الانحراف المعيارى لمتوسطات الخانات فقط لأن هذه الخانات تضم فقـط المفحوصين الذين تلقوا نفس المعالجة .

جدول (٥٧) درجات المفحوصين فى تعميم عاملــى ٢ x ٢

مصداقية الرسالة الإعلامية (ب)		جاذبية الرسالة الاعلاميــة (أ): جذابـــة (أ١)	جاذبية الرسالة الاعلاميــة (أ): غيرجذابة (أ٢)		رموز أخرى هامة
	عالية (ب١)	أ ١٧، ب ٢٠، جـ ١٤، د ١٦، هـ ١٧ ؛ م أ١ب١ =٨ر١٦ ؛ ع أ١ب١ =٢ر٢	و ١١، ز ٩، ح ١٢، ط ٨، ى ١٣ ؛ م أ٢ب١ =٦ر١٠ ؛ ع أ٢ب١ =١ر٢	م ب١ = ٧ر١٣	العدد الكلــى للمفحوصين(ن)=٤٠
	منخفضة (ب٢)	ك ١٢، ل ١٠، م ١٤، ن ٨، س ١١ ؛ م أ١ب٢ = ١١ ؛ ع أ١ب٢ = ٢	ع ١٤، ف ٩، ص ١٥، ق ١١، ر ١٢ ؛ م أ٢ب٢ =٢ر١٢ ؛ ع أ٢ب٢ =٢ر٢	م ب٢ = ٥ر١١	عددالمفحوصين فــى المعالجـة الواحـدة (ن ى) = ٥ ؛ عددالمعالجات فــى المتغير (أ)أى(ك أ)=٢ ؛ عددالمعالجات فى المتغير (ب)أى(ك ب) = ٢
		م أ١ = ٩ر١٢	م أ٢ = ٣ر١١	م= ٦ر١٢	

وإذا كان التصميم التجريبى البسيط لمتغير (بعد) واحد يتطلب حساب مصدرين مستقلين للتباين هما أثر المتغير المستقل وآثار المتغيرات الدخيلة غير المطلوبة وأخطاء القياس (والتى تسمى تباين الخطأ) الا أننا فى التصميم العاملى لبعدين نعالج فى الواقع متغيرين مستقلين ، وعلى ذلك فان التباين الكلى لجميع الدرجات يعزى فى هذه الحالة الى أربعة مصادر هى :

(١) أثر مستوى معين (معالجة) للمتغير المستقل الأول (أ) .
(٢) أثر مستوى معين (معالجة) للمتغير المستقل الثانى (ب) .
(٣) التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ x ب) ويدل على الأثر الخاص للربط بين المتغيرين معا وفى وقت واحد .
(٤) أثر الخطأ الناجم عن المتغيرات الدخيلة غير المضبوطة وأخطاء القياس (تباين الخطأ) .

وكما حدث فى تحليل التباين البسيط فاننا فى التصميم العاملى فى حاجة الى مجموع مربعات المصادر الأربعة للتباين ثم حساب متوسط هذه المربعات (التباين) وتحديد قيمة (ف) لكل تأثير رئيسى وللتفاعل بين المتغيرين المستقلين ، أى أننا نحسب ثلاثة لاختبار (ف) . وأخيرا نحصل على دلالة كل (ف) بمقارنتها ب (ف) الجدولية اعتمادا على درجات الحرية المناسبة لكل مصدر من مصادر التباين الثلاثة موضع الاهتمام .

وبافتراض أن درجة المفحوص فى التصميم العاملى ذى البعدين للمجموعات المستقلة تتأثر بمصادر التباين الأربعة يمكن تصور درجة المفحوص بالبدء من مستوى أساسى معين يضاف اليه آثار المتغير المستقل (أ) والمتغير المستقل (ب) والتفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ x ب) وبالطبع خطأ القياس . وعلى ذلك فان معادلة درجة المفحوص الواحد تكون كما يلى :

درجة المفحوص = المتوسط العام + أثر المتغير أ + أثر المتغير ب + أثر التفاعل أ × ب + الخطأ .

وبلغة الرمــــــز تصبح كما يلـــــى :

$$\text{س} = \text{م} + (\text{م}_{\text{أ}} - \text{م}) + (\text{م}_{\text{ب}} - \text{م}) + \left[(\text{م}_{\text{أب}} - \text{م}) - (\text{م}_{\text{أ}} - \text{م}) - (\text{م}_{\text{ب}} - \text{م})\right] + (\text{س} - \text{م}_{\text{أب}})$$

ومن هذه المعادلة يمكن أن نستنتج أن المتوسط العام هو مستوى الأساس لدرجة المفحوص . وعلى ذلك اذا لم يوجد أى اختلاف منتظم فـــى التجربة كلها فان المتوسط العام حينئذ سوف يتطابق مع هذه الدرجـــة " النموذجيـــة " .

ويعبر عن أثر المعالجة بانحراف متوسط مستوى المتغير المستقـل (المعالجة) الذى يتلقاه المفحوص عن المتوسط العام . وبالتالـــى فان أثر المتغير (أ) يكون فى صورة ($\text{م}_{\text{أ}} - \text{م}$) وبالنسبة للمتغيـر (ب) يكون أثـــــره ($\text{م}_{\text{ب}} - \text{م}$) . أما عن تفاعل المتغيرين فيتـــم التعبير عنه فى صورة أكثر تعقيدا الا أنه على وجه العموم يمثـــل الانحراف الباقى لمتوسط الخانة عن المتوسط العام بعد حذف التأثيـرات الرئيسية . والذى تمثله القيمة الآتية فى المعادلة السابقة :

$$\text{أ} \times \text{ب} = (\text{م}_{\text{أب}} - \text{م}) - (\text{م}_{\text{أ}} - \text{م}) - (\text{م}_{\text{ب}} - \text{م})$$

حيـث :

($\text{م}_{\text{أب}} - \text{م}$) = انحراف متوسط الخانة عن المتوسط العام .

($\text{م}_{\text{أ}} - \text{م}$) = التأثير الرئيسى للمتغيـــر أ .

($\text{م}_{\text{ب}} - \text{م}$) = التأثير الرئيسى للمتغيـــر ب .

وباختصار المقدار السابق جبريا نحصل على الصيغة الآتيـــة :

$$\text{أ} \times \text{ب} = \text{م}_{\text{أب}} - \text{م}_{\text{أ}} - \text{م}_{\text{ب}} + \text{م}$$

أما الخطأ والذى يمثله المقدار ($\text{س}_\text{م} - \text{م}_{\text{أب}}$) فى المعادلة الأساسية فيعكس انحراف درجة المفحوص عن متوسط شرط المعالجة . وهو فى جوهره مابقى فى درجة المفحوص بعد أن وضعنا فى الاعتبار التأثيرين الرئيسيين للمتغيرين المستقلين وتفاعلهما . وشأنه هنا شأن الخطأ فى تحليل التباين البسيط ذى البعد الواحد حيث يدل على خصوصية درجة المفحوص بين مجموعة من المفحوصين تلقوا جميعا نفس المعالجة. ويمكن تبسيط المعادلة الأساسية لتصبح كما يلى :

$$\text{س}_\text{م} = \text{م} + (\text{م}_\text{أ} - \text{م}) + (\text{م}_\text{ب} - \text{م}) + (\text{م}_{\text{أب}} - \text{م}_\text{أ} - \text{م}_\text{ب} + \text{م}) + (\text{س}_\text{م} - \text{م}_{\text{أب}})$$

وبنقل المقدار (م) فى الطرف الأيمن من المعادلة تصبح المعادلة على النحو الآتى (كما حدث فى معادلة تحليل التباين البسيط ذى البعد الواحد مع اختلافات تناسب التصميم العاملى) .

$$(\text{س}_\text{م} - \text{م}) = (\text{م}_\text{أ} - \text{م}) + (\text{م}_\text{ب} - \text{م}) + (\text{م}_{\text{أب}} - \text{م}_\text{أ} - \text{م}_\text{ب} + \text{م}) + (\text{س} - \text{م}_\text{ب})$$

وباستخدام الرمز (ح) للدلالة على انحراف درجة المفحوص عن متوسط مجموعة المعالجة التى ينتمى اليها و (ق) للدلالة على الفرق بين متوسط المتغير المستقل والمتغير العام تصبح المعادلة السابقة كما يلى :

$$(\text{س}_\text{م} - \text{م}) = \text{ق}_\text{أ} + \text{ق}_\text{ب} + (\text{أ} \times \text{ب}) + \text{ح}$$

وبتربيع هذه القيم ثم الحصول على مجموع كل منها تصبح معادلة مجموع المربعات كما يلى :

$$\text{مج}\,(\text{س}_\text{م} - \text{م})^2 = \text{مج}\,\text{ق}_\text{أ}^2 + \text{مج}\,\text{ق}_\text{ب}^2 + (\text{أ} \times \text{ب})^2 \times \text{ح}^2$$

وهى الرموز التى سوف نستخدمها فى تحليل التباين لبيانات المثال السابق .

خطوات تحليل التباين لتصميم عاملى ٢ x ٢ لمجموعات مستقلة :

(١) حساب مكونات الدرجات الفردية للمفحوصين :

يوضح الجدول رقم (٥٨) مكونات الدرجة الفردية للمفحوصين باستخدام الدرجات الخام والاحصاءات الوصفية للمتوسطات الواردة فى الجدول رقم (٥٧) . ولتوضيح كيف حصلنا على القيم الواردة فى الجدول التالى نعطى مثالا لحساب مكونات درجة المفحوص (أ) (١٧ – ١٢ر٦) =(١٣ر٩ – ١٢ر٦) + (١٣ر٧ – ١٢ر٦) + (١٦ر٨– ١٣ر٩– ١٣ر٧ + ١٢ر٦) + (١٧ – ١٦ر٨) . وعليك أن تستخرج معانى هذه القيم من الجدول رقم (٥٨) .

جدول (٥٨) تحليل التباين لتصميم عاملي ٢ × ٢ لمجموعات مستقلة

المفحوصون	س - م	(س - م)^2	ق$_أ$	ق$_أ^2$	ق$_ب$	ق$_ب^2$	أ×ب	(أب)^2	ح	ح^2
المعالجة أ$_1$ب$_1$ — أ	+ ٤ر٤	١٩ر٣٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٢ر	٠٤ر
ب	+ ٧ر٤	٥٤ر٧٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٣ر٢	١٠ر٢٤
جـ	- ١ر٤	١ر٩٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	- ٢ر٨	٧ر٨٤
د	+ ٣ر٤	١١ر٥٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	- ٨ر	٦٤ر
هـ	+ ٤ر٤	١٩ر٣٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٢ر	٠٤ر
المعالجة أ$_1$ب$_2$ — و	- ١ر٦	٢ر٥٦	- ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٤ر	١٦ر
ز	- ٣ر٦	١٢ر٩٦	- ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	- ١ر٦	٢ر٥٦
ح	- ٦ر	٣٦ر	- ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ١ر٤	١ر٩٦
ط	- ٤ر٦	٢١ر١٦	- ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	- ٢ر٦	٦ر٧٦
ى	+ ٤ر	١٦ر	- ١ر٣	١ر٦٩	+ ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٢ر٤	٥ر٧٦
المعالجة أ$_2$ب$_1$ — ك	- ٦ر	٣٦ر	+ ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ١ر٠	١ر٠٠
ل	- ٢ر٦	٦ر٧٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	- ١ر٠	١ر٠٠
م	+ ١ر٤	١ر٩٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٣ر٠	٩ر٠٠
ن	- ٤ر٦	٢١ر١٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	- ٣ر٠	٩ر٠٠
س	- ١ر٦	٢ر٥٦	+ ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	- ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٠ر٠	٠ر٠٠
المعالجة أ$_2$ب$_2$ — ع	- ٦ر	٣٦ر	- ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٠ر٠	٠ر٠٠
ف	- ٣ر٦	١٢ر٩٦	- ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	- ٣ر٠	٩ر٠٠
ص	+ ٢ر٤	٥ر٧٦	- ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ٣ر٠	٩ر٠٠
ق	- ١ر٦	٢ر٥٦	- ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	- ١ر٠	١ر٠٠
ر	+ ٤ر	١٦ر	- ١ر٣	١ر٦٩	- ١ر١	١ر٢١	+ ١ر٨	٣ر٢٤	+ ١ر٠	١ر٠٠
	مج(س - م)^2 = ١٩٨ر٨		مج ق$_أ^2$ = ٣٣ر٨		مج ق$_ب^2$ = ٢٤ر٢		مج (أ ب)^2 = ٦٤ر٨		مج ح^2 = ٧٦	
	المجموع الكلي للمربعات		مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير (أ)		مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير (ب)		مجموع مربعات تفاعل المتغير أ × ب		مجموع مربعات الخطأ	
درجات الحرية	ن - ١ = ١٩		ك$_أ$ - ١ = ١		ك$_ب$ - ١ = ١		(ك$_أ$-١)×(ك$_ب$-١) = ١		ك$_أ$ك$_ب$(ن - ١) = ١٦	

ويوضح الجدول رقم (٥٩) ملخص تحليل التباين لهذا التصميم .

جدول (٥٩) ملخص تحليل التباين لتصميم عاملي ٢ × ٢ لمجموعات مستقلة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
التأثير الرئيسي لجاذبية الاعلام (أ)	٣٣ر٨٠	١	٣٣ر٣٠	٧ر١٢ *
التأثير الرئيسي لمحتوى الاعلام (ب)	٢٤ر٢٠	١	٢٤ر٢٠	٥ر٠٩ *
تفاعل أ × ب	٦٤ر٨٠	١	٦٤ر٨٠	١٣ر٦٤ *
الخطأ	٧٦ر٠٠	١٦	٤ر٧٥	
المجموع الكلي	١٩٨ر٩٠	١٩		

والسؤال الآن : كيف حسبت (ف) لمصادر التباين الثلاثة ؟

لعلك لاحظت أننا حسبنا قيمة واحدة لاختبار (ف) في تحليل التباين البسيط لبعد واحد سواء أكان لمجموعات مستقلة أم لمجموعات مرتبطة ، ولكننا هنا حسبنا ثلاث قيم لاختبار (ف) بسبب وجود ثلاثة مصادر محتملة للتباين المنتظم ، وكل منهما مقامه في معادلة (ف) هو تباين الخطأ ، أما البسط فهو في حالة تباين التأثير الرئيسي هو تباين كل من المتغيرين المستقلين أ ، ب ، وتباين التفاعل في حالة تفاعل المتغيرين المستقلين . فاذا كان المتغير المستقل المؤثر في التباين في بسط اختبار (ف) ليس له هذا التأثير فان (ف) في هذه الحالة يجب أن تساوي الواحد الصحيح أو أقل لأنه اما أن يتساوى تباين التأثير الرئيسي مع تباين الخطأ أو يكون أقل منه ، وحينئذ يكون كل من مصدري التباين (في البسط والمقام) ليسا الا انعكاسا لتباين الخطأ في التجربة . أما اذا كان للمتغير المستقل له بعض الأثر في المتغير التابع فان تباين تأثيره الرئيسي لابد أن يكون أكبر من تباين الخطأ وتكون النسبة الفائية

(ف) فى هذه الحالة أكبر من الواحد الصحيح . وهذا المنطق فى استخدام (ف) يتطابق بالطبع مع منطق استخدامها فى حالة تحليل التباين البسيط . وعلى ذلك فان (ف) لكل مصدر من مصادر التباين الثلاثة حسبت كما يلى :

(١) اختبار (ف) للتأثير الرئيسى للمتغير المستقل الأول (أ) وهو جاذبية الحملة الاعلامية فى المتغير التابع (الاتجاه نحو التدخين)

$$ف = \frac{\text{تباين التأثير الرئيسى للمتغير (أ)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

(٢) اختبار (ف) للتأثير الرئيسى للمتغير المستقل (ب) وهو محتوى الحملة الاعلامية .

$$ف = \frac{\text{تباين التأثير الرئيسى للمتغير (ب)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

(٣) اختبار (ف) لتفاعل المتغيرين المستقلين (أ x ب) :

$$ف = \frac{\text{تباين أ x ب}}{\text{تباين الخطأ}}$$

ولعلك لاحظت أن (ف) فى الحالات الثلاثة دالة وبالتالى تم رفض الفروض الصفرية الثلاثة ، وحينئذ لابد للباحث أن يجرى مقارنات ثنائية بعدية بين المتوسطات . وفى النموذج الحالى ٢x٢ يمكن للباحث أن يستنتج مباشرة من الفروق بين كل معالجتين للمتغير المستقل اتجاه الفروق بين المتوسطين لأن (ف) فى هذه الحالة (حالة معالجتين أو مجموعتين) تتطابق تماما مع (ت) . ولهذا اذا رجعنا الى الجدول رقم (٥٧) نجد أن متوسطى $أ_١$ ، $أ_٢$ هما ١٣,٩ ، ١١,٢ على التوالى وحينئذ يستنتج الباحث مباشرة أن الفرق بين المتوسطين لصالح $أ_١$ أى لصالح الحملة الاعلامية الجذابة (مع ضرورة تحديد الدلالة الاحصائية فى هذه الحالة الى أن الارتفاع فى درجة المتغير التابع وهو الاتجاه نحو التدخين

يعنى زيادة الرفض ونقص القبول) . وبالمثل عندما نتأمل متوسطي $ب_{١}$ ، $ب_{٢}$ نجدهما ٧ر١٢ ، ٥ر١١ وحينئذ يستنتج الباحث مباشرة أيضا أن الفرق بين المتوسطين لصالح $ب_{١}$ أى محتوى الحقائق للحملة الاعلامية .

ويبقى التفاعل بين المتغيرين . ان رفض الفرض الصفرى فى هذه الحالة والحصول على تفاعل دال يعنى أن التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة لاتعطينا فى ذاتها تفسيرا كافيا للنتائج ، فلابد للباحث من أن يجرى مقارنات ثنائية بين الخانات التى تؤلف جدول التفاعل لمعرفة الموضع الصحيح للفروق الدالة بين المجموعات الأربع فى مثالنا . وحينئذ يكون عليه استخدام احدى الطرق التى تصلح لاختبار دلالة الفرق بين متوسطين (ومنها اختبار ت) والتى سوف نتناولها فى الفصل التالى ، وذلك لاجراء جميع المقارنات المحتملة بين كل ثنائية وأخرى ، ولعلك تعلم الآن مما ذكرنا فى مطلع هذا الفصل أن عدد هذه المقارنات لأربع مجموعات ناتجة عن التصميم العاملى ٢x٢ هو ٦ مقارنات هى على النحو الآتى :

(١) $أ_{١}ب_{١}$ ، $أ_{١}ب_{٢}$ (٢) $أ_{١}ب_{١}$ ، $أ_{٢}ب_{١}$ (٣) $أ_{١}ب_{١}$ ، $أ_{٢}ب_{٢}$

(٤) $أ_{١}ب_{٢}$ ، $أ_{٢}ب_{١}$ (٥) $أ_{١}ب_{٢}$ ، $أ_{٢}ب_{٢}$

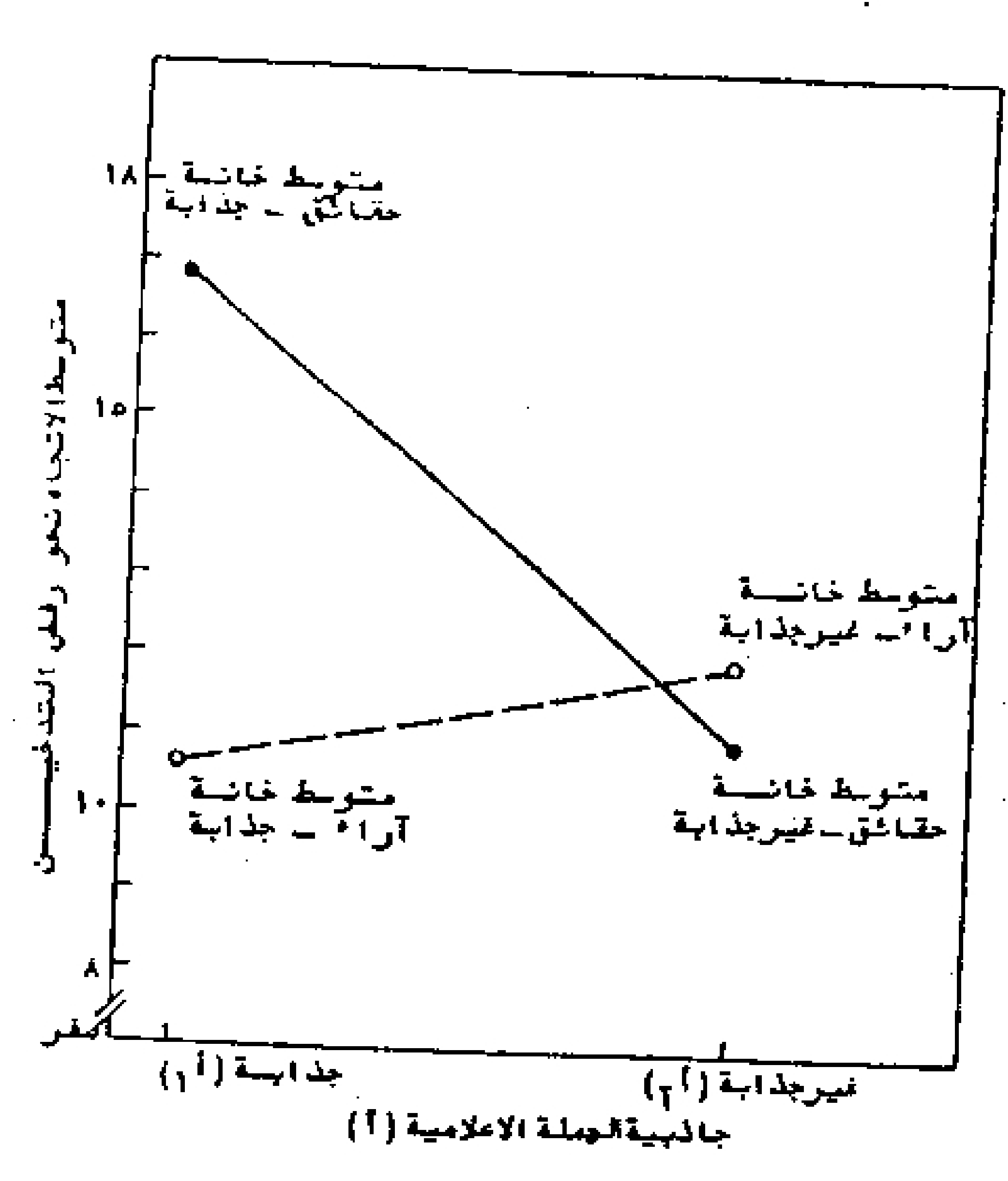
(٦) $أ_{٢}ب_{١}$ ، $أ_{٢}ب_{٢}$

التمثيل البيانى لمتوسطات المعالجات فى التصميم العاملى :

يلاحظ القارئ لمعظم البحوث المنشورة التى تستخدم التصميم العاملى أن متوسطات الخانات (المعالجات) تعرض فى صورة بيانية وليس فى جدول كما فعلنا فى الجدول رقم (٥٩) والهدف من ذلك بالطبع اعطاء القارئ صورة أكثر وضوحا لأى تفاعل بين المتغيرات المستقلة أن حدث . الا أن ذلك قد يتطلب من القارئ بعض الجهد لتحديد التأثيرات الرئيسية من خلال قراءة الرسم البيانى والتعرف على أية حركة لهذه

الاستراتيجية الشائعة فى النشر العلمى ، وحبذا ـ فى رأينا ـ لـــو أورد الباحث قيمه العددية للمتوسطات ثم يزيد العلاقات بينها وضوحا بالرسم البيانى . ولتسهيل مهمة قراءة الرسم البيانى لادراك معنـى التفاعل بين المتغيرات المستقلة فى التصميم العاملى نعرض فما يلى مناقشة موجزة لذلك .

يوضح الشكل رقم (٤٣) متوسطات الخانات الأربعة لمثالنا السابـق ومنه يتضح أن أحد المتغيرين المستقلين فقط يكون موضعه دائما فـى المحور الأفقـــى .



الشكل (٤٣) متوسط اتجاه رفض التدخين كدالة لمحتوى الحملـة الاعلامية (حقائقية فى مقابل خلافيـة) وجاذبيـة هذه الحملـــة (جذابة فى مقابل غير جذابـــة)

وقد اخترنا المتغير المستقل (أ) أى جاذبية الحملة الاعلامية بمستوييه لهذا الغرض ، أما مقياس المتغير التابع فموضعه دائما فى المحور الرأسى (وهو فى مثالنا عدد استجابات رفض التدخين كمقياس للاتجاه ازائه . والسؤال لماذا اخترنا المتغير المستقل (أ) ؟ ان القاعدة الشائعة الاستعمال هنا هى اختيار المتغير المستقل الأقرب فى طبيعته الى الكم أو الأقرب فى طبيعته الى أن يمثل متصلا له طرفان . وفى مثالنا فان درجة جاذبية الحملة الاعلامية أقرب الى الطبيعة الكمية من نوع محتوى هذه الحملة . أما المتغير الثانى (ب) وهو نوع الحملة الاعلامية فتمثله الدالتان داخل الشكل نفسه . فكل من الخطين المستقيمين داخل الشكل يمثل مستوى من مستويات هذا المتغير المستقل (ب) .

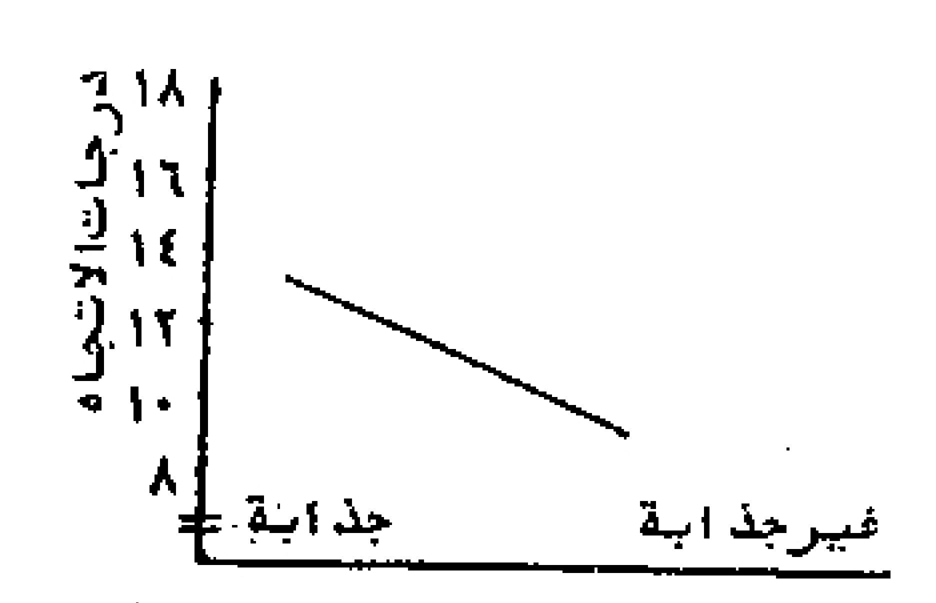
وفى هذا الرسم البيانى لاتوجد الا قيم متوسطات الخانات فحسب ، أما متوسطات التأثيرات الرئيسية فليس لها موقع مباشر فيه ، ولهذا يعانى القارئ من صعوبة معرفة هذه القيم اذا لم يورد الباحث هذه المتوسطات بالفعل فى تقريره .

ان القارئ فى هذه الحالة عليه أن يعزل متوسطات الخانات المتضمنة فى أحد مستويات أحد المتغيرين المستقلين والربط بينهما وحساب متوسطها ، ثم استخدام نفس الاجراء مع المتغير المستقل الآخر . ومايفعله القارئ هنا أقرب الى " الجمباز الادراكى " على حد تعبير (Kiess & Bloomiquiest, 1985)* وهو بهذا المعنى يحمل من المشقة قدر مايتضمنه من المخاطرة . فلماذا لايوفر الباحث على القارئ هذا العبء الاضافى ؟!

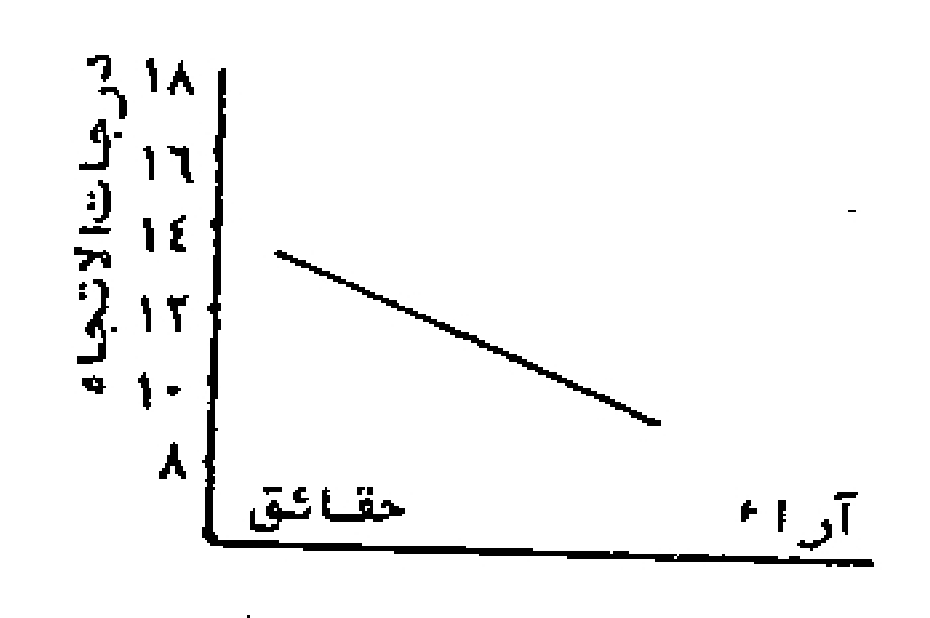
---

* يقترح هذان المؤلفان طريقة لحساب متوسطات التأثيرات الرئيسية من رسم التفاعل اقترحها عليهما أحد تلاميذهما L.J. Mac Arther يسميانها (Squashing & Sliding) لايتسع المقام لتناولها ، وحبذا لو أعفى الباحث القارئ من مثل هذا العناء .

ولكى نوضح أهمية الرسم البيانى للتفاعل فى التصميم العاملى نفرض أن الباحث السابق أجرى تجربتين منفصلتين لكل متغير مستقل على حدة وحصل على نفس المتوسطات السابقة لكل من مستويى كل منهما . اننا فى هذه الحالة نستطيع التعبير عن الرسم البيانى الدال على متوسط تأثير كل منهما على النحو المبين فى الشكلين رقم (٤٤)، (٤٥).

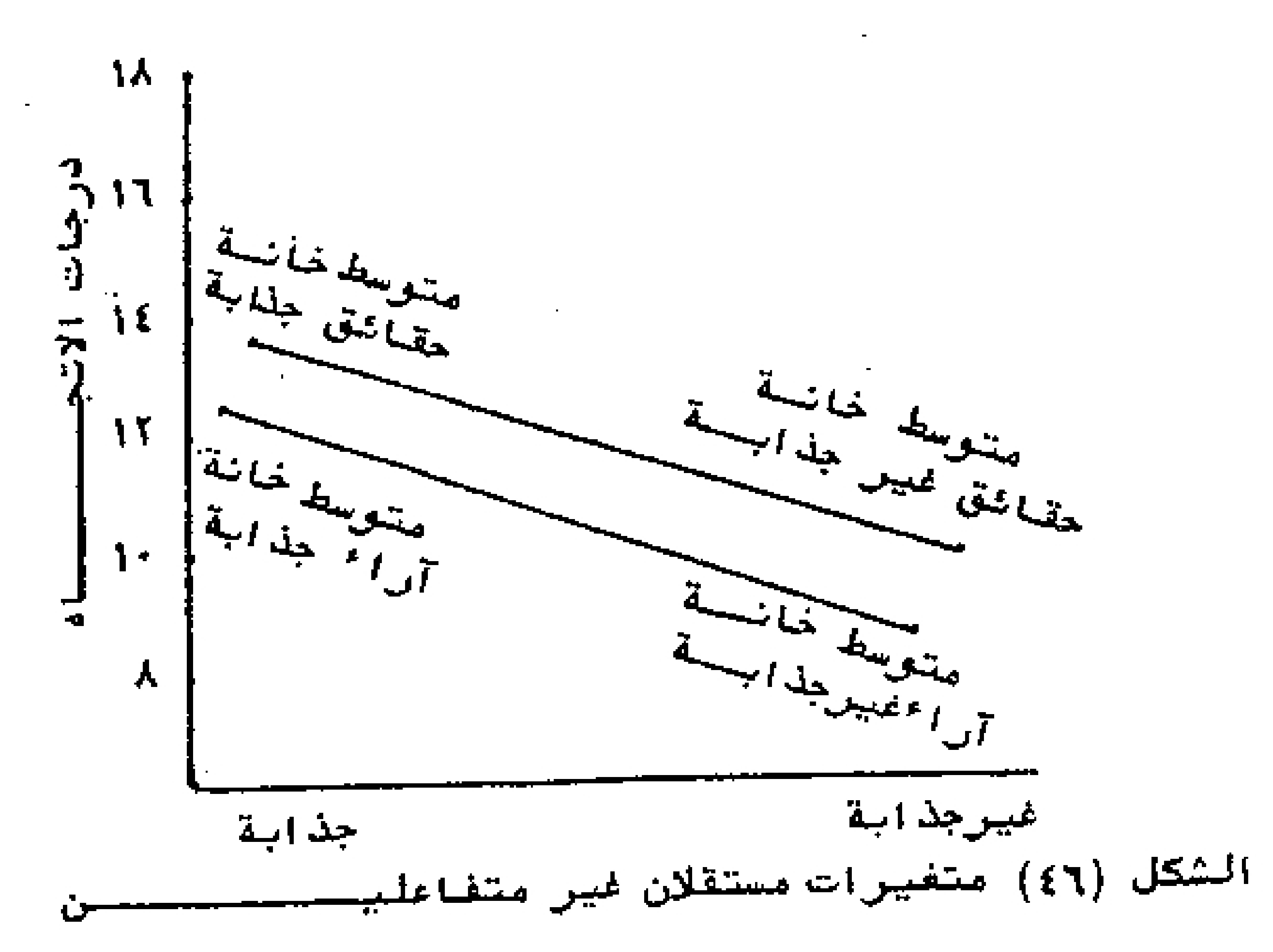


الشكل(٤٤) تأثير المتغيرالمستقل (أ) جاذبية الحملة الاعلامية



الشكل(٤٥) تأثيرالمتغيرالمستقل(ب) محتوى الحملة الاعلامية

ومن هذين الشكلين يتضح لنا أن متوسط اتجاه رفض التدخين كان أعلى فى حالة الحملة الاعلامية الجذابة عنه فى حالة الحملة الاعلامية غير الجذابة (الشكل ٤٤) . وأن متوسط هذا الاتجاه كان أعلى أيضا فى حالة الحملة الاعلامية المعتمدة على الحقائق عنه فى حالة الحملة الاعلامية المعتمدة على الآراء (الشكل ٤٥) . الا أن هذه النتائج قد تكون مضللة ، وقد أصبح لها معنى أكبر بالفعل حين أجرى الباحث تجربة واحدة ذات تصميم عاملى ٢x٢ من النوع الذى عرضناه والذى يتضمن متغيرين مستقلين متآنيين . وحينئذ اذا كان لكل من المتغيرين المستقلين أثره الفريد الذى يخصه فقط دون أن يرتبط بالمتغيرالمستقل الآخر فان النتائج حينئذ يجب أن تكون فى صورة خطين متوازيين على النحو الموضح فى الشكل رقم (٤٦) .



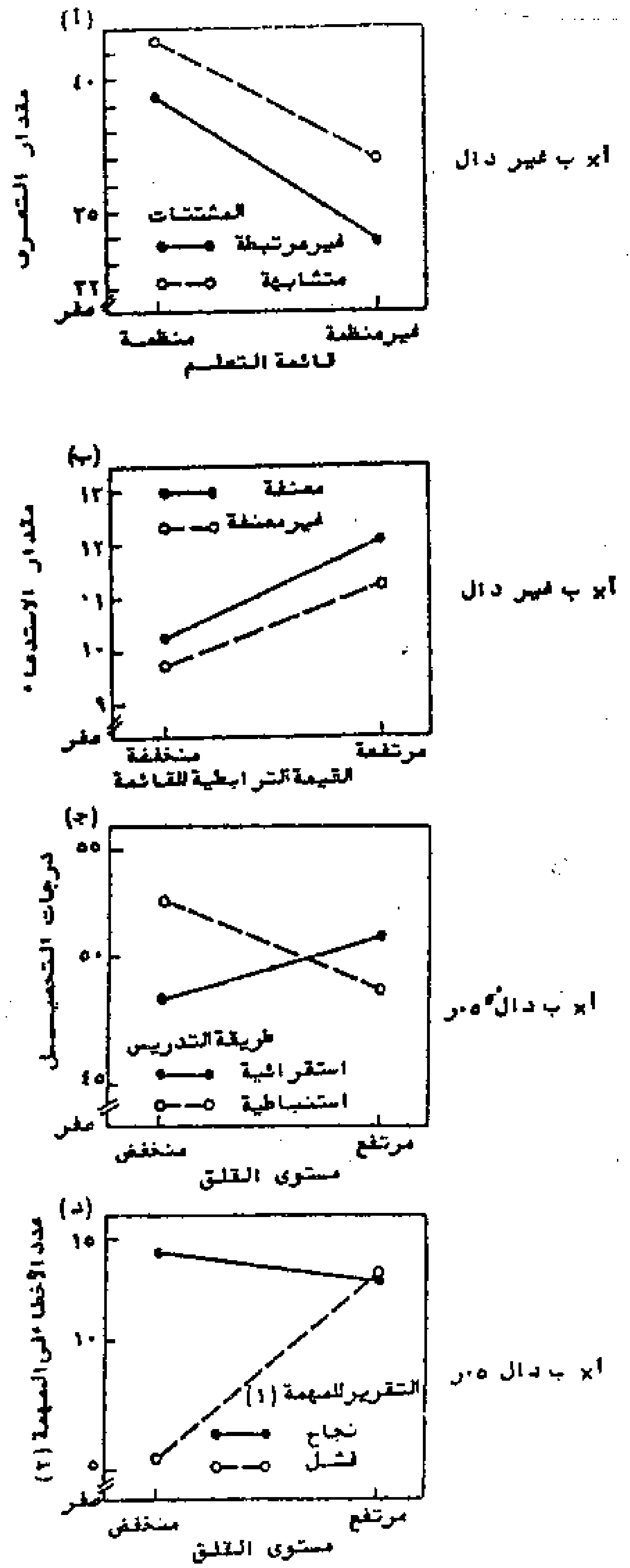
الشكل (٤٦) متغيرات مستقلان غير متفاعليـــــن

وهذه هي الحالة التي يكون فيها أثر التفاعل بين أ x ب غير دال ، ومعنى ذلك حينئذ عدم وجود علاقة بين التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة ويمكن التعامل معها بالفعل على أنها مستقلة بعضها عن بعض أيضا (ولعلك لاحظت أن التفاعل شبيه في معناه بالارتباط الا أن الفرق بينهما أن التفاعل يتناول العلاقة بين المتغيرات المستقلة بينما الارتباط يتناول العلاقة بين المتغيرات التابعة) .

الا أن ماوجده باحثنا في مثالنا الحالي هو أن تفاعل أ x ب دال ولهذا حينما رسمنا بيانيا هذه النتيجة حصلنا على خطوط متقاطعة (الشكل ٤٣) ، ولعلنا نشير هنا الا أن حصول الباحث على نتائج تتخذ أي صورة تختلف عن الخطين المتوازيين عند رسم التفاعل فان ذلك يتضمن وجود علاقة ما بين التأثيرين الرئيسيين للمتغيرين المستقلين الا أن التفاعل (العلاقة) لكي يكون دالا لابد من أن يتقاطع الخطان عند نقطة ما . ومعنى ذلك حينئذ أن درجة المتغير التابع (الاتجاه نحو رفض التدخين في مثالنا) تعتمد على مستوى كل من المتغيرين المستقلين ، وفي المثال الحالي يمكن أن نستنتج (بعد اختبار دلالة الفروق بين متوسطات الخانات

باستخدام أى طريقة احصائية للمقارنات الثنائية البعدية) أن اتسام الحملة الاعلامية ضد التدخين بالاعتماد على الحقائق التى تعرض عرضا جذابا يكون أكثر فعالية من غيرها . كما يمكن تفسير النتيجة أيضا بطريقة أخرى . فنقول أنه حين تعتمد الحملة الاعلامية على الحقائق فان جاذبية العرض يجعلها أكثر فعالية فى الاتجاه السالب نحوالتدخين من الطريقة غير الجذابة فى العرض . أما حين تكون الحملة الاعلامية معتمدة على الآراء فانها حتى لو كانت غير جذابة قد يكون لها بعض الأثر فى المتغير التابع (اتجاه الرفض للتدخين). وفى هذه الحالة نقول ان هناك تفاعل بين المتغيرين ، أى أن تأثير أحدهما يتحدد بمستويات المتغير الآخر . وبالطبع حين يحصل الباحث على تفاعل دال فانه لايناقش التأثير الرئيسى لكل متغير مستقل على حدة وبطريقة منفصلة . فهذه المناقشة تصبح فى هذه الحالة لامعنى لها كما قلنا (وهو خطأ شائع فى معظم البحوث المنشورة حيث يناقش الباحثون هذه التأثيرات الرئيسية على الرغم من حصولهم على نتائج تفاعل دال) . ومرة أخرى نقول ان التفاعل يدل على أن التأثير الرئيسى لأحد المتغيرين يعتمد على مستويات المتغير الآخر وحينئذ يصبح الأكثر جدوى والأعمق معنى مناقشة التأثيرات الرئيسية فى تفاعلها معا . وهو الذى يعطى قيمة لاستخدام التصميم العاملى ، والا فلماذا لجأنا اليه ، ولم نستخدم تجارب مستقلة لدراسة أثر كل متغير مستقل على حدة ؟!

وتبين الرسوم الموضحة فى الشكل رقم (٤٧) أمثلة عديدة لرسوم مختلفة للتفاعل بين متغيرين مستقلين ، لعله تفيدك فى قراءة التقارير العلمية المنشورة من البحوث التجريبية التى يجريها الباحثون فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية (عن Kiess & Bloomquist, 1985) .



الشكل (٤٧) أمثلة لرسوم مختلفة للتفاعل بين متغيرين مستقليـــن

رابعا: التصميم العاملى ذو البعدين لأكثر من مستويين لكل من المتغيرين المستقلين أو أحدهما باستخدام المجموعات المستقلة :

يمكن بالطبع اللجوء الى تصميمات عاملية ذات بعدين لأكثر من مستويين لكل من المتغيرين المستقلين المستخدمين فى البحث ، فقد يكون التصميم العاملى من نوع ٣ × ٣ (أى ثلاثة مستويات للمتغير المستقل الأول وثلاثة مستويات أيضا للمتغير المستقل الثانى) أو ٢ × ٥ أو ٣ × ٤ أو ٤ × ٣ الخ حسب عدد مستويات المتغير المستقل فى كل حالة والذى يحدد أيضا عدد المعالجات لهذا المتغير المستقل .

ولاتختلف خطوات اجراء تحليل التباين فى هذه الحالة عن تلك التى استخدمناها للتصميم العاملى ٢x٢ فيما عدا زيادة عدد المعالجات لكل متغير مستقل والزيادة المصاحبة لذلك فى عدد خانات التصميم. كما أن مصادر التباين وطرق حساب (ف) هى نفسها أيضا فى هذه الحالات .

تدريب : استخدم أحد الباحثين التصميم العاملى ٣x٤ لدراسة أثر متغيرين مستقلين هما نظام عرض المعلومات لمهام التعلم (أ) وطبيعة المادة الدراسية (ب) . وكانت مستويات المتغير الأول (أ) ثلاثة هى البرمجة الخطية والبرمجة المتفرعة والنص المعتاد ، أما مستويات المتغير الثانى (ب) فكانت أربعة هى : اللغة العربية والعلوم والرياضيات والدراسات الاجتماعية . وقيس المتغير التابع بعدد المفاهيم التى يمكن للطالب استدعاؤه مباشرة عقب كل معالجة .

ويوضح الجدول (٦٠) نتائج هذا القياس .

جدول (٦٠) درجات المفحوصين فى المتغير التابع فى تجربة معتمـــدة على التصميم العاملـــــى ٣ × ٤

		طبيعة المادة الدراسيـــة (ب)			
		ب ١ اللغة العربية	ب ٢ العلـــوم	ب ٣ الرياضيـات	ب ٤ الدراسـات الاجتماعية
نظـام عـرض المعلومات (أ)	أ ١ البرمجة الخطية	٦ ٦ ٤ ٢ ٢	٨ ٥ ٣ ٢ ٧ ٠	٧ ٨ ٦ ٥ ٩	٩ ٨ ٦ ٩ ٨
	أ ٢ البرمجة المتفرعة	٤ ٢ ١ ٣ ٥	٦ ٣ ٦ ٨ ٢	٩ ٤ ٤ ٥ ٨	٧ ٧ ٨ ٤ ٤
	أ ٣ النـص المعتاد	٤ ٢ ١ ٢ ١	٣ ٢ ١ ٣ ١	٦ ٨ ٤ ٤ ٣	٦ ٩ ٥ ٨ ٧

والمطلوب اجراء تحليل التباين على بيانات الجدول السابق*.

---

* ملخص تحليل التباين لهذ التدريب يجب أن يكون كالآتـــى :

مصدر التبايـــن	مجمـوع المربعـات	درجـات الحريـة	متوسـط المربعـات (التباين)	ف
طبيعة المادة الدراسيـة (أ)	١٥٠	٣	٥٠	١٥
نظام عرض المعلومـات (ب)	٤٠	٢	٢٠	٥ر٨٥
تفاعـل أ × ب	٢٠	٦	٣ر٣٣	
الخطـأ	١٦٤	٤٨	٣ر٤٢	
المجموع الكلـى	٢٧٤	٥٩		

خامسا : التصميم العاملى ذو البعدين للقياسات المتكررة (المجموعات المرتبطة) :

اذا كان التصميم العاملى لبعدين باستخدام المجموعات المستقلة هو ببساطة امتداد منطقى للتصميم البسيط ذى البعد الواحد (بين المفحوصين) ، فاننا نستطيع أن نقول أيضا أن التصميم البسيط ذى البعدالواحد (داخل المفحوصين أى للمجموعات المرتبطة) يمكن توسيع نطاقه أيضا الى تصميم عاملى لبعدين باستخدام المجموعات المرتبطة (أو القياسات المتكررة) حيث يتعرض نفس المفحوص لجميع المعالجات .

وأبسط تصميم عاملى للقياسات المتكررة هو مرة أخرى تصميم٢x٢ (والذى يمكن توسيع نطاقه كما فعلنا مع التصميم العاملى للمجموعات المستقلة الى أى عدد من مستويات المتغيرين المستقلين) .

مثال : قام أحد الباحثين باجراء تجربة على ١٠ مفحوصين باستخدام تصميم عاملى ٢ x ٢ للقياسات المتكررة . هما مهمة معبة ($أ_١$) ومهمة سهلة ($أ_٢$) . أما المتغير المستقل الآخر فهو درجة ملاءمة البيئة من حيث مستوى الضوضاء المحيطة بموقف الأداء (ب) وله مستويان أيضا هما ضجيج ($ب_١$) وهدوء ($ب_٢$) . وكان الهدف من البحث معرفة أثر هذين المتغيرين فى حل المشكلات الرياضية (كمتغير تابع). وقد قام الباحث بتعريض جميع المفحوصين لجميع المعالجات الأربعة باستخدام طريقة التوازن المتعادل* التى أشرنا اليها فيما سبق . ويوضح الجدول رقم (٦١) الدرجات التى حصل عليها المفحوصون العشرة فى صور متكافئة من اختبار حل المشكلات الرياضية فى المعالجات الأربعة .

---

* من المعروف أنه لتحقيق التوازن المتعادل الكامل فى التصميم العاملى ٢x٢ يحتاج البحث الى ٢٤ مفحوصا على الأقل ، ولذلك فان التوازن المتعادل المفترض فى هذا المثال هو من النوع الجزئى .

جدول (٦١) نتائج تصميم عاملى ٢×٢ باستخدام القياسات المتكررة (ن =١٠)

	صعوبة المهمة (أ)				
	مهمة صعبة (أ$_١$)		مهمة سهلة (أ$_٢$)		
ضجيج (ب$_١$)	أ ٧٨		أ ٧٩		
	ب ٨١		ب ٧٩		
	ج ٨٦		ج ٨٤		
	د ٧٦		د ٧٦		
	هـ ٨٢		هـ ٨٤		
	و ٧٧	مجأ$_١$ب$_١$=٧٩٧	و ٧٨	مجأ$_٢$ب$_١$ =٧٩٥	مجب$_١$ = ١٥٩٢
	ز ٨١		ز ٨٠		
	ح ٨٣		ح ٨٣		
	ط ٧٤		ط ٧٢		
	ى ٧٩		ى ٨٠		
مستوى الضوضاء (ب)	أ ٨١		أ ٨٢		
	ب ٨٢		ب ٨١		
	ج ٨٩		ج ٨٥		
	د ٧٧		د ٧٨		
هدوء (ب$_٢$)	هـ ٨٥	مجأ$_١$ب$_٢$=٨٠٧	هـ ٨٥	مجأ$_٢$ب$_٢$=٨١١	مج ب$_٢$= ١٦١٨
	و ٧٦		و ٨٠		
	ز ٨١		ز ٨٢		
	ح ٨٤		ح ٨٥		
	ط ٧٣		ط ٧٤		
	ى ٧٩		ى ٧٩		
ن = ١٠	مج أ$_١$ = ١٦٠٤		مج أ$_٢$ = ١٦٠٦		المجموع الكلى=٣٢١٠

والسؤال الآن : ماهى مصادر التباين فى هذه الحالة ؟ لعلـــك تذكر أنه فى تحليل التباين لتصميم عاملى لبعدين فى مجموعات مستقلة يتم تقسيم التباين الكلى الى أربعة مصادر هى :

(١) التباين فى المتغير المستقل الأول (أ) ويعبر عن تأثيره الرئيسى.
(٢) التباين فى المتغير المستقل الثانى (ب) ويعبر عن تأثيـــره الرئيســـى .
(٣) تباين التفاعل بين المتغيرين المستقلين أ x ب .
(٤) تباين الخطأ .

ومن هذه المصادر يتم حساب ثلاث قيم للنسبة الفائية (ف) لكل من المصادر الثلاثة الأولـــى .

ويتشابه تحليل التباين للتصميم العاملى لبعدين فى مجموعـــات مرتبطة أو قياسات متكررة مع التصميم السابق فى أنه يتطلب حســـاب ثلاث قيم للنسبة الفائية (ف) أيضا لنفس المصادر للتباين (التأثيـــر الرئيسى للمتغير أ ، والتأثير الرئيسى للمتغير ب ، والتفاعل أxب)، الا أن الفرق بينهما أن تحليل التباين للقياسات المتكررة فى بعديـــن يتطلب تقسيم التباين الكلى الى ٧ مصادر بعضها يتشابه مع المصـــادر السابقة وبعضها الآخر جديد تماما . وبالطبع فاننا نحصل على التبايـــن من مجموع المربعات ، وعلى ذلك فان لدينا ٧ أنواع من مجموع المربعـــات هـــى :

(١) مجموع المربعات بين المفحوصين (ح) .
(٢) مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الأول (أ) .
(٣) مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الثانى (ب) .
(٤) مجموع مربعات التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ x ب).
(٥) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير المستقل الأول والمفحوصين (أ x ح).
(٦) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير المستقل الثانى والمفحوصيـــن (ب x ح).

(٧) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير (أ) والمتغير (ب) والمفحوصين (أ × ب × ح) .

ولتسهيل اجراء تحليل التباين لمثالنا السابق نستخدم فيما يلى طريقة الدرجات الخام مباشرة (يمكن بالطبع استخدام طريقة الانحرافات والفروق التى استخدمناها فى الأمثلة السابقة للتصميم العاملى ويمكنك أن تجرب ذلك من باب التدريب) باستخدام الخطوات التالية :

(١) الحصول على مجموع مربعات الدرجات

$= ٧٨^{٢} + \cdots + ٧٩^{٢} + \cdots + ٨١^{٢} + \cdots + ٨٢^{٢} + \cdots = ٢٥٨١٧٢$

(٢) الحصول على مربع مجاميع الدرجات فى المعالجات الأربعة (الخانات) وقسمته على عدد الأفراد

$= (٧٩٧^{٢} + ٧٩٥^{٢} + ٨٠٧^{٢} + ٨١١^{٢}) \div ١٠ = ٢٥٧٦٢٠ر٤$

(٣) الحصول على مربع مجاميع الدرجات للمتغير المستقل الأول (أ) فى مستوييه ($أ_{١}$ ، $أ_{٢}$) وقسمته على عدد الملاحظات فيهما (٢ × ١٠)

$= (١٦٠٤^{٢} + ١٦٠٦^{٢}) \div ٢٠ = ٢٥٧٦٠٢ر٦$

(٤) الحصول على مربع مجاميع الدرجات للمتغير المستقل الثانى (ب) فى مستوييه ($ب_{١}$ ، $ب_{٢}$) وقسمته على عدد الملاحظات فيهما (٢ × ١٠)

$= (١٥٩٢^{٢} + ١٦١٨^{٢}) \div ٢٠ = ٢٥٧٦١٩ر٤$

وللتقدم فى خطوات تحليل التباين نحتاج الى الحصول على مجموع درجتى المفحوص الواحد فى كل مستوى من مستويى كل متغير من المتغيرين المستقلين (أى فى كل معالجة من المعالجات الأربع) . ويوضح الجدول رقم (٦٢) هذه المجاميع ولتوضيح ذلك نذكر على سبيل المثال كيف حسبت درجات المفحوص (أ) فى المعالجة $أ_{١}$. فلعلك تلاحظ أن هذا

المفحوص حصل على الدرجة ٧٨ فى هذه المعالجة عند تفاعلها مع المعالجة $ب_١$ ، والدرجة ٨١ فى هذه المعالجة أيضا عند تفاعلها مع المعالجة $ب_٢$ ، وعلى ذلك فان مجموع درجتى المفحوص فى هذه المعالجة ($أ_١$) = ٧٨ + ٨١ = ١٥٩ ، وهكذا بالنسبة لجميع المفحوصين العشرة .

جدول (٦٢) درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستويات كل متغير مستقل (فى كل معالجة من المعالجات الأربع)

المفحوص	مج $أ_١$	مج $أ_٢$	مج $ب_١$	مج $ب_٢$	مج س ك
أ	١٥٩	١٦١	١٥٧	١٦٣	٣٢٠
ب	١٦٣	١٦٠	١٦٠	١٦٣	٣٢٣
ج	١٧٥	١٦٩	١٧٠	١٧٤	٣٤٤
د	١٥٣	١٥٤	١٥٢	١٥٥	٣٠٧
هـ	١٦٧	١٦٩	١٦٦	١٧٠	٣٣٦
و	١٥٣	١٥٨	١٥٥	١٥٦	٣١١
ز	١٦٢	١٦٢	١٦١	١٦٣	٣٢٤
ح	١٦٧	١٦٨	١٦٦	١٦٩	٣٣٥
ط	١٤٧	١٤٦	١٤٦	١٤٧	٢٩٣
ى	١٥٨	١٥٩	١٥٩	١٥٨	٣١٧

وسوف نعتمد على هذه القيم فى اجراء الخطوات الأربع التالية لتحليل التباين وهى :

(٥) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى كل معالجة أو مستوى من مستويى المتغير المستقل (أ) وقسمته على عدد هذه المعالجات (ويساوى فى هذا المثال ٢)

$$= (١٥٩^٢ + ١٦١^٢ + ... + ١٥٨^٢ + ١٥٩^٢) \div ٢ = ٢٥٨١٣٦$$

(٦) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى كل معالجة أو مستوى من مستويى المتغير المستقل (ب) وقسمته على عدد هذه المعالجات (ويساوى فى مثالنا ٢ أيضا).

$= (١٥٧^٢ + ١٦٣^٢ + ... + ١٥٩^٢ + ١٥٨^٢) \div ٢ = ٢٥٨١٤٣$

(٧) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى جميع مستويات (معالجات) المتغيرين أ و ب (وقد رمزنا له فى الجدول ٦٢ بالرمز س ك) وقسمته على العدد الكلى للمعالجات (ويساوى فى هذا المثال ٢ + ٢ = ٤).

$= (٣٢٠^٢ + ... + ٣١٧^٢) \div ٤ = ٢٥٨١١٧٫٥$

(٨) مربع المجموع الكلى للدرجات وقسمته على العدد الكلى للملاحظات (ويساوى فى مثالنا ١٠ × ٤ = ٤٠).

$= ٣٢١٠^٢ \div ٤٠ = ٢٥٧٦٠٢٫٥$

ومن هذه البيانات يمكن الحصول على مجموع المربعات اللازم للحصول على متوسط المربعات (التباين) على النحو الآتى :

(١) مجموع المربعات بين المفحوصين (ع) ويساوى (٧-٨ من الخطوات السابقة)

$= ٢٥٨١١٧٫٥ - ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٥١٥$

بدرجات حرية = ن − ١ أى ١٠ − ١ = ٩

(٢) مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل (أ) ويساوى (٣ − ٨ من الخطوات السابقة)

$= ٢٥٧٦٠٢٫٦ - ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٠٫١$

بدرجات حرية = $ك_{أ}$ − ١ أى ٢ − ١ = ١

(٣) مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل (ب) ويساوى (٤ − ٨ من الخطوات السابقة)

$= ٢٥٧٦١٩٫٤ - ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ١٦٫٩$

بدرجات حرية = $ك_{ب}$ − ١ أى ٢ − ١ = ١

(٤) مجموع مربعات تفاعل أ x ب ويساوى (٢ - ٣ - ٤ + ٨ من الخطوات السابقة)

= ٢٥٧٦٢٠٫٤ - ٢٥٧٦٠٢٫٦ - ٢٥٧٦١٩٫٤ + ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٫٩

بدرجات حرية = (كم - ١) (كب - ١) = (٢-١) (٢-١) = ١

(٥) مجموع مربعات تفاعل أ x ح ويساوى (٥ - ٣ - ٧ + ٨ من الخطوات السابقة)

= ٢٥٨١٣٨ - ٢٥٧٦٠٢٫٦ - ٢٥٨١١٧٫٥ + ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٢٠٫٤

بدرجات حرية = (كم - ١) (ن - ١) = (٢ - ١)(١٠ - ١)= ٩

(٦) مجموع مربعات تفاعل ب x ح ويساوى (٦ - ٤ - ٧ + ٨ من الخطوات السابقة)

= ٢٥٨١٤٣ - ٢٥٧٦١٩٫٤ - ٢٥٨١١١٧٫٥ + ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٨٫٦

بدرجات حرية = (كب - ١)(ن - ١) = (٢ - ١) ١٠ - ١) = ٩

(٧) مجموع مربعات تفاعل أ x ب x ح ويساوى (١ - ٢ - ٥ - ٦ + ٨ + ٣ + ٤ + ٧ من الخطوات السابقة)

= ٢٥٨١٧٢ - ٢٥٧٦٠٢٫٤ - ٢٥٨١٣٨ - ٢٥٨١٤٣ - ٢٥٧٦٠٢٫٥ + ٢٥٧٦٠٢٫٦ + ٢٥٧٦١٩٫٤ + ٢٥٨١١٧٫٥ = ٧٫٦

بدرجات حرية = (كم- ١)(كب - ١)(ن - ١) = (٢-١)(٢ -١)(٢-١٠)=٩

(٨) المجموع الكلى للمربعات ويساوى (١ - ٨ من الخطوات السابقة)

= ٢٥٨١٧٢ - ٢٥٧٦٠٢٫٥ = ٥٦٩٫٥

بدرجات حرية = (المجموع الكلى للملاحظات -١) أو (ك ن) - ١

= (٤ x ١٠) - ١ = ٤٠ - ١ = ٣٩

وبقسمة كل مجموع لمربعات المصادر السبعة الأولى على درجات الحرية المناظرة له نحصل على متوسط المربعات لكل منها (أى تباين كل مصدر منها) ٠

وعلى الرغم من أن عدد مصادر التباين فى هذا النموذج سبعة الا أننا نحسب ثلاث قيم فقط للنسبة الفائية (ف) كما بينا ، ويحسب كل منها بطريقة خاصة على النحو الآتى :

(١) (ف) للتأثير الرئيسى للمتغير المستقل الأول (أ) =

$$\frac{\text{متوسط مربعات (أ)}}{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ح}}$$

(٢) (ف) للتأثير الرئيسى للمتغير المستقل الثانى (ب) =

$$\frac{\text{متوسط مربعات (ب)}}{\text{متوسط مربعات تفاعل ب×ح}}$$

(٣) (ف) لتفاعل أ × ب = $$\frac{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ب}}{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ب × ح}}$$

ويوضح الجدول رقم (٦٣) ملخص تحليل التباين للمثال السابق .

جدول (٦٣) ملخص تحليل التباين لتصميم عاملى ٣ × ٤

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المفحوصين (ح)	٠٠ر٥١٥	٩	٢٢ر٥٧	
صعوبة المهمة (أ)	١ر	١	١٠ر	١٠ر ÷ ٢٧ر٢ = ٠٤ر
مستوى الضوضاء (ب)	٩ر١٦	١	٩٠ر١٦	٩٠ر١٦ ÷ ٩٦ر = ٦٠ر١٧*
أ × ب	٩ر	١	٩٠ر	٩٠ر ÷ ٨٤ر = ٠٧ر١
أ × ح	٤ر٢٠	٩	٢٧ر٢	
ب × ح	٦ر٨	٩	٩٦ر	
أ× ب ×ح	٦ر٧	٩	٨٤ر	
المجموع الكلى	٥ر٥٦٩	٣٩		

ولعلك لاحظت أنه من بين القيم الثلاثة للنسبة الفائية (ف) لم يظهر أى مصدر من مصادر التباين فروقا دالة الا التأثير الرئيس للمتغير المستقل (ب) مستوى الضوضاء عند مستوى ٠٥ر ، أما الفروق فى التأثير الرئيسى لصعوبة المهمة (المتغير المستقل أ) أو فى التفاعل بين المتغيرين المستقلين أ x ب فلم تظهر فروقا دالة، ومعنى ذلك أن الفرض الصفرى لم يرفض الا بالنسبة لمستوى الضوضاء فقط . فاذا علمنا أن متوسط عدد الحلول الصحيحة للمشكلات الرياضية فى معالجتى مستوى الضوضاء هما ٧٩ر٦ لمعالجة الضجيج ، ٨٠ر٩ لمعالجة الهدوء فان الباحث يستنتج مباشرة من هاتين الاحصاءتين أن الفرق بين المتوسطين دال لصالح معالجة الهدوء . وبالطبع لو حصل الباحث على تفاعل دال بين المتغيرين المستقلين فانه يفسره بنفس الطريقة التى عرضناها عند تناول التصميم العاملى للمجموعات المنفصلة .

سادسا : التصميم العاملى ذو الأبعاد الثلاثة للمجموعات المستقلة :

أشرنا الى أن التصميم العاملى يمكن أن يتناول أكثر من متغيرين مستقلين معا وفى وقت واحد . فقد يتعامل مع ثلاثة متغيرات مستقلة أو أكثر . وسوف نتناول فى هذا القسم تحليل التباين للبيانات التى نحصل عليها من تصميم عاملى ذى أبعاد ثلاثة . ويمكن بالطبع تعميم الاجراء المستخدم هنا فى أى تصميم عاملى أكثر تعقيدا يتعامل مع عدد أكبر من هذه المتغيرات .

مثال : نفرض أن أحد الباحثين أراد أن يدرس أثر ثلاثة متغيرات مستقلة فى التعلم ، وهذه المتغيرات هى :

(أ) نظام عرض مهمة التعلم وينقسم الى ٤ معالجات : النظام الاستقرائى ($أ_١$) والنظام الاستنباطى ($أ_٢$) ونظام الاكتشاف ($أ_٣$) ونظام التقصى ($أ_٤$) .

(ب) المعلم وينقسم الى ٣ معالجات : المعلم الأول ($ب_١$) المعلم الثانى ($ب_٢$) والمعلم الثالث ($ب_٣$) .

(جـ) نوع الممارسة وينقسم الى معالجتين : ممارسة موزعة (جـ١) وممارسة مركـــزة (جـ٢) .

أى أن الباحـــث استخدام فى دراسة تصميما عامليا مـــن نوع ٤ × ٣ × ٢ ومعنى ذلك أن عدد المجموعات المستقلة المستخدمة فـى هذا البـاحث ٢٤ مجموعة .

ويوضح الشكل رقـم (٤٧) هذا التصميم التجريبـــى .

المعلم (ب)

ب ١ ب ٢ ب ٣

نوع الممارسة (جـ)

جـ١ جـ٢

نظام عرض مهمة التعلم (أ)

	ب ١	ب ٢	ب ٣
أ١	١٠	٤	٢٠
أ٢	٤٠	٤٢	٢٦
أ٣	٤٤	٤٨	٣٠
أ٤	٣٦	٤٦	١٠
	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨

٨ ٢٦ ١٦ ٦ ٢٢ ٢٨

٨٤ ١٦٨ ١٩٦ ١٦٨ ٢٦٠ ٢٥٦

الشكل (٤٧) تصميم عاملـــــــى ٤ × ٣ × ٢

ويوضح الجدول رقم (٦٤) البيانات التى حصل عليها هذا الباحث من تصميم عاملى ٤ × ٣ × ٢ مع ملاحظة أن الأرقام فى هذا الجدول هى مجاميع الدرجات الخام فى كل خانة أو معالجة وليست الدرجات الخام الفردية (الأرقام هنا عن Guilford & Fruchter, 1978).

جدول (٦٤) مجاميع الدرجات الخام فى كل معالجة من معالجات التصميم العاملى ٤×٣×٢ السابق

نظام عرض مهمة التعليم (أ)	نوع الممارسة (ج): ممارسة موزعة (ج١) – المعلم (ب): (ب١)	(ب٢)	(ب٣)	مج١	ممارسة مركزة (ج٢) – المعلم (ب): (ب١)	(ب٢)	(ب٣)	مج٢	مج = مج١ + مج٢
استقراء ($أ_1$)	١٠	٤	٢٠	٣٤	٨	٢٦	١٦	٥٠	٨٤
استنباط ($أ_2$)	٤٠	٤٢	٢٦	١٠٨	٢٢	٣٢	٦	٦٠	١٦٨
اكتشاف ($أ_3$)	٤٤	٤٨	٣٠	١٢٢	٢٨	٢٤	٢٢	٧٤	١٩٦
تقصى ($أ_4$)	٣٦	٤٦	١٠	٩٢	٣٤	١٤	٢٨	٧٦	١٦٨
مج	١٣٠	١٤٠	٨٦	٣٥٦	٩٢	٩٦	٧٢	٢٦٠	٦١٦

ولاجراء تحليل التباين ذى الأبعاد الثلاثة على المثال السابق يسير الباحث فى الخطوات التالية :

أولا : حساب المجموع الكلى للمربعات باستخدام أى طريقة من الطرق السابقة ، وبالطبع يحتاج ذلك الى توافر الدرجات الفردية لكل مفحوص (ن = ١٢٠ على أساس ٥ مفحوصين فى كل خانة أو مجموعة ،مع العلم بأن عدد المجموعات = ٤ × ٣ × ٢ = ٢٤ مجموعة) وهذه البيانات ليست

متوافرة فى الجدول السابق . وكقاعدة عامة نقول ان الحصول على المجموع الكلى للمربعات باستخدام الدرجات الخام فى تحليل التباين ثلاثى الأبعاد لايختلف فى حسابه عن أى حالة أخرى سواء كانت من النوع الثنائى البعد أو الأحادى البعد . والمعادلة الأساسية فى هذه الحالة هى (حيث $س_1 ..... س_ن$ تدل على الدرجات الخام الفردية) .

$$مج ح^2 = س_1^2 + س_2^2 \times س_3^2 + ... + س_ن^2 - \frac{(مج س)^2}{ن}$$

ولتسهيل الأمر علينا فى اجراء تحليل التباين للمثال الحالى نفرض أننا حصلنا بالفعل على المجموع الكلى للمربعات بهذه الطريقة وكان يساوى ١٩٨١ر٤٦٧ (لاحظ أن الدرجات الخام غير مبينة هنا وانما يشمل الجدول مجاميع الدرجات الخام فى كل خانة حيث كل خانة تتالف من ٥ مفحوصين كما قلنا) .

<u>ثانيا:</u> حساب مجموع المربعات بين الخانات (المعالجات) وذلك بتربيع جميع مجاميع الدرجات الخام الواردة فى جميع خانات المعالجات فى الجدول رقم (٦٤) وقسمة هذا المجموع على عدد الأفراد فى كل مجموعة ($ن_ي = ٥$) ثم يطرح من هذا المجموع مقدار يساوى مربع مجموع الدرجات الخام مقسوما على العدد الكلى للأفراد ن = ١٢٠ .

مجموع المربعات بين المعالجات = $\frac{1}{5}$ ($١٠^2 + ٤^2 + ٢٠^2 + ٨^2 + ٢٦^2 + ١٦^2$ (السطر الأول فى الجدول ٦٤)

+ ....

+ $٣٦^2 + ٤٦^2 + ١٠^2 + ٣٤^2 + ١٤^2 + ٢٨^2$) (السطر الأخير فى الجدول ٦٤) $- \frac{(٦١٦)^2}{١٢٠}$

= ٣٩٤٥ر٦٠٠ − ٣١٦٢ر١٣٣ = ٧٨٣ر٤٦٧

وهذا المجموع للمربعات (بدرجات حرية ٢٣) (أى عدد المعالجات - ١) أو (ك - ١) هو الذى سوف يتم تحليله الى :

(١) مجموع مربعات المتغيرات المستقلة الثلاثة وهى :

(أ) المتغير المستقل الأول أو نظام عرض مهمة التعلم وهو فى مثالنا تدل عليه درجات السطور .

(ب) المتغير المستقل الثانى أو المعلم وهو فى مثالنا تدل عليه الأعمدة .

(جـ) المتغير المستقل الثالث أو نوع الممارسة وهو فى مثالنا يدل عليه القسمان الأفقيان الكبيران فى الجدول .

ولكل من هذه المتغيرات المستقلة تأثيره الرئيسى الذى يخصه. أى أن التأثيرات الرئيسية فى هذه الحالة ثلاثة هى :

- التأثير الرئيسى للمتغير (أ) و درجات حريته فى مثالنا (٤ - ١ = ٣)
- التأثير الرئيسى للمتغير (ب) و درجات حريته فى مثالنا (٣ - ١ = ٢)
- التأثير الرئيسى للمتغير (جـ) و درجات حريته فى مثالنا (٢ - ١ = ١)

(٢) التفاعلات بين المتغيرات المستقلة الثلاثة على النحو الآتى :

التفاعلات ذات البعدين وتشمل :

أ x ب و درجات حريته (ك$_{أ}$-١) (ك$_{ب}$ - ١) = ٦

أ x جـ و درجات حريته (ك$_{أ}$ -١) (ك$_{جـ}$ - ١) = ٣

ب x جـ و درجات حريته (ك$_{ب}$ -١) (ك$_{جـ}$ - ١) = ٢

(ب) التفاعلات ذات الأبعاد الثلاثة وتشمل :

أ x ب x جـ درجات حريته (ك$_{أ}$-١) (ك$_{ب}$-١) (ك$_{جـ}$-١) = ٦

ثالثا: اعداد جدول يشمل خانات تفاعل السطور والأقسام (أ x ج) وجمع الدرجات الخام فى هذه الخانات غير الأعمدة كما هو موضح فى الجدول رقم (٦٥) . وحيث أن الأعمدة (ب) فيها ٣ فئات ، فان كل مجموع فى الجدول يعتمد على عدد الملاحظات مقداره ٣ x ٥ = ١٥ ، والمجموعان ٣٥٦، ٢٦٠ هما مجموعا $ج_1$ ، $ج_2$ على التوالى ، وكل من هذين المجموعين يعتمد على عدد من الملاحظات مقداره ٤ x ١٥ = ٦٠ ملاحظة .

جدول (٦٥) مجموع خانات تفاعل أ x ب

	ج ١	ج ٢	مج
$أ_1$	٣٤	٥٠	٨٤
$أ_2$	١٠٨	٦٠	١٦٨
$أ_3$	١٢٢	٧٤	١٩٦
$أ_4$	٩٢	٧٦	١٦٨
مج	٣٥٦	٢٦٠	٦١٦

رابعا: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الثالث (ج) أو بين الأقسام من بيانات الجدول السابق اعتمادا على مجاميع أعمدته كما يلى :

$$\text{مجموع مربعات (ج)} = \frac{1}{60} (٣٥٦^2 + ٢٦٠^2) - \frac{(٦١٦)^2}{١٢٠}$$

= ٣٢٢٨٫٩٣٣ − ٣١٦٢٫١٣٣ = ٧٦٫٨٠٠

خامسا: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل (أ) أو بين الأعمدة من بيانات الجدول السابق اعتمادا على مجاميع سطوره كما يلى :

مجموع مربعات (أ) = $\frac{1}{٣٠}(٨٤^{٢} + ١٦٨^{٢} + ١٩٦^{٢} + ١٦٨^{٢}) - \frac{٦١٦^{٢}}{١٢٨}$

= ٣٣٩٧٫٣٣٣ − ٣١٦٢٫١٣٣ = ٢٣٥٫٢٠٠

سادسا: حساب مجموع مربعات تفاعل (أ x ج) من بيان الجدول السابق اعتمادا على بيانات خاناته (مع ملاحظة أن كل خانة تشمل مجاميع البيانات الواردة فى خانات المتغير ب الثلاث فى الجدول الأصلى وأن كل مجموع من المجاميع الثمانية فى خانات الجدول الجديد يعتمد على ١٥ ملاحظة) . ويمكن الحصول على مجموع مربعات تفاعل أ x ج بطرح مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير (أ) ومجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير (ج) اللذين سبق حسابهما من مجموع مربعات الخانات فى الجدول (٦٥) .

ويتم الحصول على مجموع مربعات المجموعات على النحو الآتى :

مجموع مربعات الخانات = $\frac{1}{١٥}(٣٤^{٢} + ٥٠^{٢} + ... + ٩٢^{٢} - ٧٦^{٢}) - \frac{٦١٦^{٢}}{١٢٠}$

= ٣٥٦٨٫٠٠٠ − ٣١٦٢٫١٣٣ = ٤٠٥٫٨٧٦

وحينئذ يمكن الحصول على مجموع مربعات تفاعل أ x ج كما يلى :

مجموع مربعات أ x ج = ٤٠٥٫٨٧٦ − ٢٣٥٫٢٠٠ − ٧٦٫٨٠٠

= ٩٣٫٨٦٧

سابعا: اعداد جدول آخر مشتق من الجدول الأصلى لحساب تفاعل أ x ب وهو الجدول رقم (٦٦) وفيه تدل القيم على مجموع المجاميع فى مستويات المتغير (ج) وحيث أن المتغير (ج) له مستويان فان كل مجموع فى الجدول يعتمد على ٢ x ٥ = ١٠ ملاحظات . وتدل أعمدة الجدول على مجاميع $ب_{١}$ ، $ب_{٢}$ ، $ب_{٣}$ وكل منها يعتمد على ٤ معالجات للمتغير (أ) مضروبة فى ١٠ مفحوصين هو مجموعهم فى معالجتى المتغير (ج) ويساوى ٤٠ ملاحظة .

جدول (٦٦) مجموع خانات تفاعـــل أ x جـ

	$ب_١$	$ب_٢$	$ب_٣$	مجـ
$أ_١$	١٨	٣٠	٣٦	٨٤
$أ_٢$	٦٢	٧٤	٣٢	١٦٨
$أ_٣$	٧٢	٧٢	٥٢	١٩٦
$أ_٤$	٧٠	٦٠	٣٨	١٦٨
مجـ	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨	٦١٦

<u>ثامنا</u>: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقـل الثاني (ب) من بيانات الجدول السابق على النحو الآتـي :

مجموع مربعات (ب) = $\frac{١}{٤٠}$ (٢٢٢^{٢} + ٢٣٦^{٢} + ١٥٨^{٢}) − $\frac{٦١٦^{٢}}{١٢٠}$

= ٣٢٤٨ر٦٠٠ − ٣١٦٢ر١٣٣ = ٨٦ر٤٦٧

<u>تاسعا</u>: حساب مجموع مربعات تفاعل أ x ب من بيانات الجـدول السابق . ويتطلب ذلك أولا حساب مجموع مربعات الخانـات في الجـدول السابق (أي الجدول ٦٦) .

مجموع مربعات الخانـات = $\frac{١}{١٠}$ (١٨^{٢} + ٣٠^{٢} + ٣٦^{٢} + ... + ٧٠^{٢} + ٦٠^{٢} + ٣٨^{٢}) − $\frac{٦١٦^{٢}}{١٢٠}$

= ٣٥٨٨ر٠٠٠ − ٣١٦٢ر١٣٣ = ٤٢٥ر٨٦٧

وباتباع المعادلة العامة لتفاعل السطور مع الأعمدة وباستخدام مجموع مربعات السطور (أ) والأعمدة (ب) التي سبق حسابهما نحصل علـى مجموع مربعات تفاعل أ x ب على النحو الآتـي :

مجموع مربعات أ x ب = ٤٢٥ر٨٦٧ - ٨٦ر٤٦٧ - ٢٣٥ر٠٠٠
= ١٠٤ر٢٠٠

عاشراً: اعداد جدول ثالث مشتق من الجدول الأصلى لحساب تفاعل ب x ج وهو الجدول رقم (٦٧) وفيه تدل القيم على المجاميع عبر فئات (أ) • وحيث أن المتغير (أ) له ٤ فئات فان كل مجموع فى الجدول يعتمد على ٤ x ٥ = ٢٠ ملاحظة •

جدول (٦٧) مجموع خانات تفاعل ب x ج

	ب١	ب٢	ب٣	مج
ج١	١٣٠	١٤٠	٨٦	٣٥٦
ج٢	٩٢	٩٦	٧٢	٢٦٠
مج	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨	٦١٦

حادى عشر: لحساب تفاعل ب x ج يتطلب الأمر الحصول على مجموع المربعات بين المجاميع الستة فى الجدول (٦٧) وهو مايسمى مرة أخرى مجموع مربعات الخانات على النحو الآتى :

مجموع مربعات الخانات = $\frac{١}{٢٠}$ ($١٣٠^٢ + ١٤٠^٢ + ... + ٩٦^٢ + ٧٢^٢$) - $\frac{٦١٦^٢}{١٢٠}$

= ٣٣٣٨ر٠٠٠ - ٣١٦٢ر١٣٠ = ١٧٥ر٨٦٧

ويمكن الحصول على مجموع مربعات التفاعل ب x ج باستخدام المعادلة العامة للتفاعل بين بعدين باستخدام مجموع مربعات الأعمدة (ب) والأقسام (ج) التى سبق حسابها على النحو الآتى :

مجموع مربعات ب x ج = ١٧٥ر٨٦٧ - ٨٦ر٤٦٧ - ٧٦ر٨٠٠
= ١٢ر٦٠٠

ثاني عشر : حساب مجموع مربعات التفاعل ذى الأبعاد الثلاثة أ × ب × جـ مباشرة من البيانات الأصلية أو الحصول عليه كباقى عملية الطرح . وتعتمد الطريقة الثانية على فكرة أن المجموع الكلى بين الخانات أو المعالجات (الذى حسبناه فى الخطوة ثانيا) يساوى حاصل جمع مجاميع المربعات الآتية أ ، ب ، جـ ، أ × ب ، أ × جـ ، ب × جـ ، أ × ب × جـ . وطالما أننا حسبنا مجاميع المربعات الستة الأولى فى هذه القائمة المؤلفة من ٧ مجاميع مربعات ، يمكننا الحصول على مجموع المربعات (أى الخاص بالتفاعل أ × ب × جـ) عن طريق الطرح .

∵ مجموع المربعات بين الخانات أو المعالجات يساوى ٤٦٧ر٧٨٣ (راجع الخطوة ثانيا)

∵ مجموع مربعات التأثيرات الرئيسية والتفاعلات المحسوبة حتى الآن يساوى مجموع ٢٠٠ر٢٣٥+ ٤٦٧ر٨٦+٨٠٠ر٧٦+٢٠٠ر١٠٤ + ٨٦٧ر٩٣ + ٦٠٠ر١٢ ، أى يساوى ١٣٤ر٦٠٩

∴ تفاعل أ × ب × جـ = ٤٦٧ر٧٨٣ – ١٣٤ر٦٠٩ = ٣٣٣ر١٧٤

ولكن ماهى الطريقة لحساب التفاعل أ × ب × جـ من البيانات مباشرة؟ ان الطريقة التى سنتناولها هنا (Guilfird & Fruchter, 1978) على درجة من العمومية ويمكن أن تستخدم فى الحصول على مجموع مربعات أى تفاعل من مستوى أعلى من ذلك .

للحصول على مجموع مربعات تفاعل أ × ب × جـ نحسب أولا مجموع مربعات التفاعل أ × ب منفصلا لكل من مستويى المتغير (جـ) كما فعلنا من قبل ، وبعدئذ نجمعهما ونطرح مجموع مربعات التفاعل أ × ب الذى سبق حسابه .

ولحساب مجموع مربعات التفاعل أ × ب لكل فئة من فئات (جـ) نتبع نفس الاجراء العام الذى استخدمناه آنفا للحصول على مجموع المربعات من التحليل الثنائى البعد، فنحصل أولا على مجموع مربعات الخانات لجدول معين ثم نحسب مجموع مربعات الأسطر ثم مجموع مربعات الأعمدة ، ثم

نطرحها من مجموع مربعات الخانات .

(أ) بالنسبة لعدد الخانات الذى يساوى ١٢ للمعالجة (جـ١) فان :

(١) مجموع المربعات بين الخانات للمعالجة (جـ١) ويحسب من الجدول ٦٤ كالآتى:

$$= \frac{1}{5}\left(10^2 + 4^2 + 20^2 + \cdots + 36^2 + 46^2 + 10^2\right) + \frac{356^2}{60}$$

$$= 2461.600 - 2112.267 = 529.333$$

(٢) مجموع المربعات بين أسطر المتغير (جـ١) من الجدول ٦٤ أيضا كالآتى:

$$= \frac{1}{15}\left(34^2 + 108^2 + 122^2 + 92^2\right) - \frac{356^2}{60}$$

$$= 2411.200 - 2112.267 = 298.333$$

(٣) مجموع المربعات بين أعمدة المعالجة (جـ١) وتحسب من نفس الجدول كالآتى:

$$= \frac{1}{20}\left(130^2 + 140^2 + 86^2\right) - \frac{356^2}{60}$$

$$= 2194.800 - 2112.267 = 82.533$$

(٤) مجموع مربعات تفاعل الأسطر (أ) x الأعمدة (ب) بالنسبة للمعالجة (جـ ١) تحسب كالآتـــى :

$$= 529.333 - 298.933 - 82.533 = 147.867$$

(ب) اتباع نفس الاجراءات لعدد من الخانـــات يساوى ١٢ خانـــــة للمعالجة (جـ٢) فنحصل علــــى :

(١) مجموع المربعات بين الخانـــات للمعالجة (جـ٢)

$$= \frac{1}{5}\left(8^2 + 26^2 + 16^2 + \cdots + 34^2 + 14^2 + 28^2\right) - \frac{260^2}{60}$$

$$= 1304.000 - 1126.667 = 177.333$$

(٢) مجموع المربعات بين أسطر المعالجة (ج٢)

= ١/١٥ (٥٠^٢ + ٦٠^٢ + ٧٤^٢ + ٧٦^٢) − ٢٦٠^٢ / ٦٠

= ١١٥٦ر٨٠٠ − ١١٢٦ر٦٦٧ = ٣٠ر١٣٣

(٣) مجموع المربعات بين أعمدة المعالجة (ج٢)

= ١/٢٠ (٩٢^٢ + ٩٦^٢ + ٧٢^٢) − ٢٦٠^٢ / ٦٠

= ١١٤٣ر٢٠٠ − ١١٢٦ر٦٦٧ = ١٦ر٥٣٣

(٤) مجموع تفاعل الأعمدة (أ) x السطور (ب) بالنسبة للمعالجة (ج١)

= ١٧٧ر٣٣٣ − ٣٠ر١٣٣ − ١٦ر٥٣٣ = ١٣٠ر٦٦٧

(جـ) بجمع تفاعلى أ x ب بالنسبة لمستويى (معالجتى) المتغير (ج) نحصل على :

مجـ ج (أ x ب) = ١٤٧ر٨٦٧ + ١٣٠ر٦٦٧ = ٢٧٨ر٥٣٤

وقد سبق لنا حساب مجموع مربعات التفاعل أ x ب باعتباره متوسط معالجتى ج ويبلغ مقداره ١٠٤ر٢٠ . ومن هذه البيانات يمكن الحصول على مجموع مربعات التفاعل أ x ب x ج بطرح مجموع مربعات التفاعل أ x ب من مجموع مربعات التفاعلين أ x ب ، لفئات (ج) منفصلة، على النحو الآتى :

مجموع مربعات أ x ب x ج = ٢٧٨ر٥٣ − ١٠٤ر٢٠ = ١٧٤ر٣٣

وهو نفس المقدار الذى حصلنا عليه من الطريقة غير المباشرة آنفة الذكر. وبالطبع يمكن الحصول على مجموع مربعات أ x ب x ج من حساب التفاعلين أ x ج لكل معالجة من معالجات (ب) ، أو من تفاعل ب x ج لكل معالجة من معالجات (أ) . وقد لجأنا الى استخدام التفاعل

أ × ج فى هذا المثال لأن المتغير (جـ) له أقل قدر من التفاعل ويتطلب أقل جهد فى الحساب ٠

ويلخص الجدول رقم (٦٨) نتائج تحليل التباين للمثال السابق حسب مصادر التباين الثمانية المتضمنة فى التصميم العاملى الثلاثى الأبعاد ، وقد حسب كل من المجموع الكلى للمربعات ومجموع مربعات الخطأ بالطريقة العادية فى أى نموذج لتحليل التباين ٠

جدول (٦٨) ملخص تحليل التباين لتصميم عاملى ٤×٣×٢

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
(نظام عرض مهمة التعلم (أ)	٢٣٥ر٢٠٠	٣	٧٨ر٤٠٠	٤ر٥١ *
المعلمون (ب)	٨٦ر٤٦٧	٢	٤٣ر٣٣٥	٣ر٤٧ *
(نوع الممارسة (جـ)	٧٦ر٨٠٠	١	٧٦ر٨٠٠	١٢ر٢٩
أ × ب	١٠٤ر٢٠٠	٦	١٧ر٣٦٧	١ر٣٩
أ × جـ	٩٣ر٨٧٦	٣	٣١ر٢٨٩	٢ر٥١
ب × جـ	١٢ر٦٠٠	٢	٦ر٣٠٠	(ر٥٠)
أ × ب × جـ	١٧٤ر٣٣٣	٦	٢٩ر٠٥٦	٢ر٣٣ *
الخطأ	١١٩٨ر٠٠٠	٩٦	١٢ر٤٧٨	
المجموع الكلى	١٩٨١ر٤٦٧	١١٩		

ولكن كيف حسبت (ف) فى كل من الحالات المبينة فى الجدول السابق؟

للاجابة على هذا السؤال لابد من تحديد النموذج الذى ينتمى اليه كل من المتغيرات المستقلة الثلاثة ٠ وهنا نميز بين نموذجين رئيسيين :

(١) النموذج الثابت fixed وهو النموذج الذى تتحدد فيه فئات المتغير المستقل (أو مستوياته أو معالجاته) على أسس منطقية وتجريبية وليس على أساس مفهوم العينة . وبالنسبة لهذه الحالة فاننا نستخدم فى مقام معادلة (ف) تباين التفاعل بين الخانات فى حالة اختبار دلالة التأثير الرئيسى للمتغير المستقل ، وتباين التفاعل الذى يتم اختياره فى هذه الحالة هو التفاعل التالى فى ترتيب الحجم من بين جميع المتغيرات الثابتة والعشوائية التى تشملها تفاعلات المتغير المستقل ، وهو فى مثالنا الحالى تفاعل أ x ب للتأثير الرئيسى للمتغير (أ) وتفاعل ب x ج بالنسبة للتأثير الرئيسى للمتغير (ج) وكلاهما ينتمى الى النموذج الثابت ، مع ملاحظة أننا نستخدم تباين التفاعل فى هذه الحالة بصرف النظر عن كونه هو فى ذاته دال أم لا .

(٢) النموذج العشوائى random وفيه تتحدد فئات المتغير المستقل (أو مستوياته أو معالجاته) من اختيار عينات عشوائية من بين أصل كلى لعدد كبير من فئات أو مستويات أو معالجات محتملة . وفى هذه الحالة فان مقام معادلة (ف) لاختبار دلالة التأثير الرئيسى للمتغير المستقل التباين داخل المجموعات ، وهذا ماحدث فى مثالنا الحالى مع المتغير (ب) أى المعلمون لأنه من النوع العشوائى .

(٣) لاختبار دلالة التفاعل بين متغيرين كلاهما عشوائى فان مقام معادلة (ف) فى هذه الحالة يصبح أيضا التباين داخل المجموعات . وفى مثالنا الحالى لايوجد مثل هذا النوع من التفاعل .

(٤) لاختبار دلالة التفاعل بين متغيرين كلاهما ثابت فان مقام معادلة (ف) فى هذه الحالة يصبح هو التفاعل الثلاثى أ x ب x ج . وفى مثالنا فان تفاعل أ x ج من هذا النوع .

(٥) النموذج المختلط mixed والذى يظهر فى تفاعل متغيرين أحدهما ينتمى الى النموذج الثابت والآخر ينتمى الى النموذج

العشوائى . وفى هذه الحالة فان تباين الخطأ الوحيد الذى يجب أن يستخدم فى مقام (ف) لاختبار دلالة التفاعل من هذا النوع هو التباين داخل المجموعات .

والسؤال الآن هو : لماذا اخترنا تباين التفاعل لاختبار دلالة التأثير الرئيسى لمتغير مستقل من النوع الثابت أو لتفاعل متغيرين كلاهما من النوع الثابت ؟

السبب فى ذلك أن بعض آثار التفاعل التى قد يسهم فى تباين التأثير الرئيسى قد تأتى من المتغير الثابت نفسه . وعلى ذلك لو استخدمنا التباين داخل المجموعات كما هو الحال فى متغيرات النموذج العشوائى أو المختلط فى اختبار دلالة هذا المتغير وكانت (ف) دالة فلن نكون متأكدين فى هذه الحالة من أن هذه الدلالة ترجع الى التأثيرات الرئيسية وحدها . وحيث أن تباين التفاعل عادة مايكون أكبر من التباين داخل المجموعات فان استخدام تباين التفاعل فى مقام المعادلة (كحد لتباين الخطأ) فى هذه الحالة ينتج (ف) أصغر قيمة بحيث تكون فرصتها فى الوصول الى مستوى الدلالة أقل . ومع ذلك فان استخدام تباين التفاعل فى مقام معادلة (ف) فى هذه الحالة يجنب الباحث المخاطرة بالحصول على (ف) غامضة ويصعب تفسيرها .

وفى ضوء ذلك يمكن أن نلخص فى الجدول رقم (٦٩) حدود تباين الخطأ (مقام معادلة ف) المستخدمة فى اختبار دلالة كل معدر من مصادر التباين فى المثال الذى نحن بصدده والتى استخدمت بالفعل فى حساب (ف) فى الجدول السابق (جدول ٦٨) .

جدول (٦٩) حدود تباين الخطأ اللازمة للاستخدام في مقام معادلة (ف) لاختبار دلالة مصادر التباين المختلفة في تصميم عاملي ثلاثي الأبعاد

مصدر التباين	نموذج المتغير المستقل	حد تباين الخطأ (مقام ف) لاختبار الدلالة
نظام عرض مهمة التعليم (أ)	ثابت	أ × ب
المعلمون (ب)	عشوائي	داخل المجموعات
نوع الممارسة (جـ)	ثابت	ب × جـ
أ × ب		داخل المجموعات
أ × جـ		أ × ب × جـ
ب × جـ		داخل المجموعات
أ × ب × جـ		داخل المجموعات

وبعد الحصول على قيم (ف) والحكم على دلالتها بنفس الطريقة التي أشرنا اليها آنفا يمكن الحكم على بيانات المثال الحالي برفض الفروض الصفرية بالنسبة للتأثيرين الرئيسيين للمتغير (أ) أي نظام عرض مهمة التعلم، وللمتغير (ب) أي المعلمون، والتفاعل بين المتغيرات الثلاثة أ × ب × جـ ، لأن (ف) دالة في الحالات الثلاث عند مستوى ٠٥ر٠ وفي نفس الوقت فان هذا الباحث يقبل الفروض الصفرية للتأثير الرئيسي للمتغير (جـ) أي نوع الممارسة وللتفاعلات الثلاثة الخاصة بتحليل التباين ثنائي البعد أي أ × ب ، أ × جـ ، ب × جـ لأن (ف) في الحالات الأربع كانت غير دالة . ولعلك لاحظت أنه بالنسبة للتفاعل ب × جـ أن بسط معادلة (ف) وهو ٣٠٠ر٦ الدال على تباين تفاعل ب × جـ أقل بكثير من مقامها وهو ٤٧٨ر١٢ (التباين داخل المجموعات) . وفي مثل هذه الأحوال يمكن للباحث ألا يحسب قيمة (ف) لأن الحد الأدنى المقبول لحساب (ف) أن يتساوى تبايني البسط والمقام ، أي أن تكون قيمة مساوية للواحد الصحيح، ولهذا وضعنا قيمة (ف) في هذه الحالة بين قوسين .

الطريقة العامة لحساب التفاعل بين ثلاث متغيرات مستقلة أو أكثر :

كقاعدة عامة يمكن حساب التفاعل بين ثلاثة متغيرات على النحو الآتي :

أ x ب x ج = مج أ (ب x ج) – ب x ج
= مج ب (أ x ج) – أ x ج
= مج ج (أ x ب) – أ x ب

ونفس القاعدة تنطبق على أربعة متغيرات كما يلي :

أ x ب x ج x د = مج أ (ب x ج x د) – ب x ج x د
= مج ب (أ x ج x د) – أ x ج x د
= مج ج (أ x ب x د) – أ x ب x د
= مج د (أ x ب x ج) – أ x ب x ج

وهكذا لأي مستوى أعلى من ذلك .

كيف يرسم التفاعل لثلاثة متغيرات مستقلة ؟

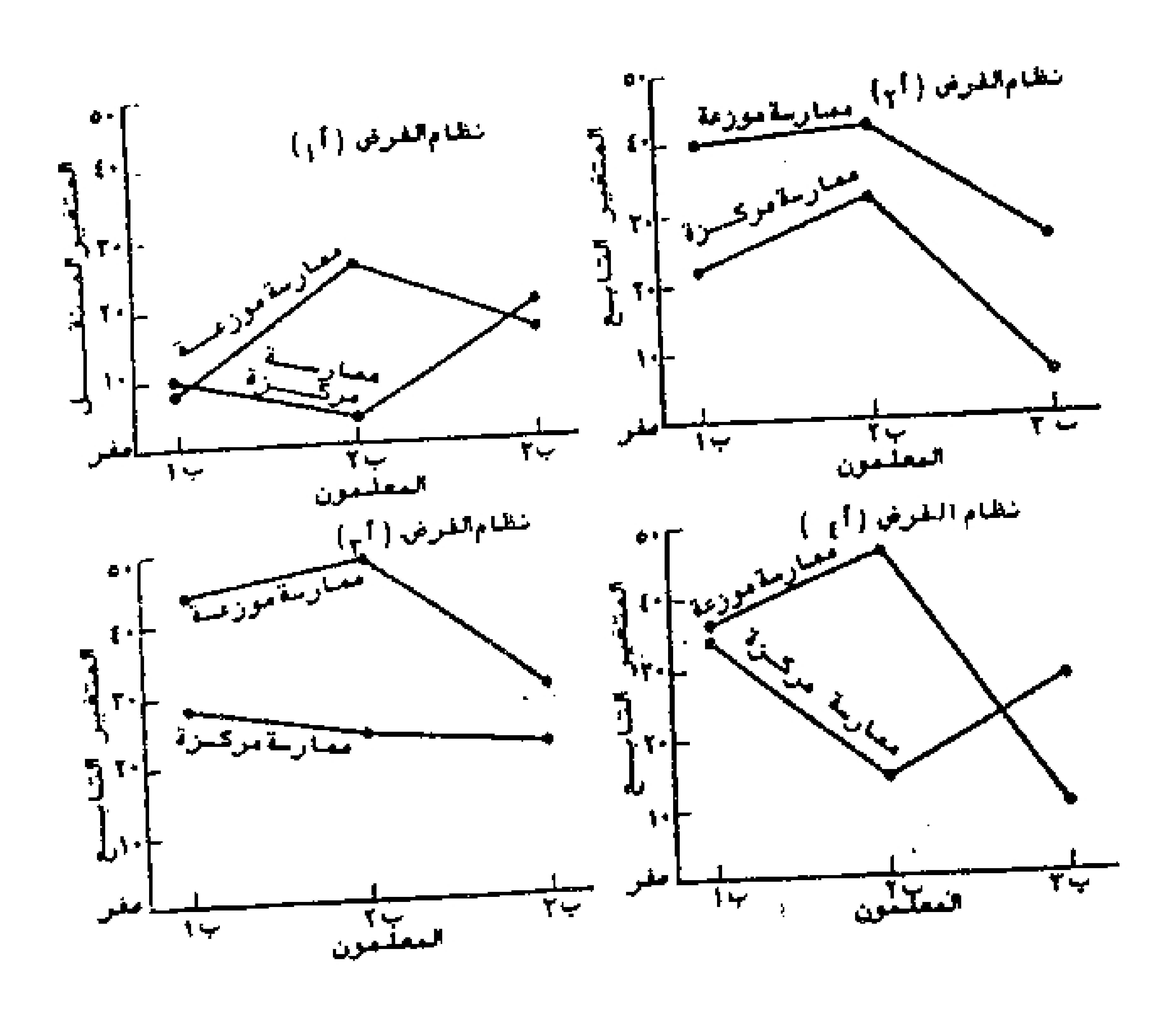
يوضح الشكل رقم (٤٨) طريقة رسم التفاعل لثلاثة متغيرات مستقلة ، وبالطبع يحتاج الأمر – على عكس الحال في التفاعل ذي البعدين – إلى أكثر من رسم واحد للتعبير عن التفاعل بين أكثر من متغيرين . وفي حالة المتغيرات المستقلة الثلاثة نحتاج إلى ٤ رسوم كما هو مبين بالشكل .

وهذا الشكل عبارة عن تعبير بياني عن تفاعل أ x ب x ج في مثالنا السابق . ويمثل تفاعل المتغير (ب) أي المعلمين بمستوياتهم الثلاثة مع المتغير (ج) أي نوع الممارسة بمستوييها في كل مستوى من المستويات الأربع للمتغير (أ) أي طريقة عرض مهمة التعلم وفي

المستويات $أ_1$ ، $أ_2$ ، $أ_3$ ، $أ_4$. ولعلك تذكر أن التفاعل أ x ب x ج دال ومعنى ذلك أن العلاقة بين ب ، ج تعتمد على تأثير المتغير الثالث (أ) . وبالطبع يمكنك اعادة ترتيب المتغيرات الثلاثة على النحو الذى تريده .

والترتيب المختار هنا هو أ (ب x ج) أى تفاعل ب x ج بتأثير (أ) .

<u>تدريب :</u> ارسم التفاعلين ب (أ x ج) و ج (أ x ب) .



الشكل (٤٨) رسم التفاعل لتصميم عامل ٤ x ٢ x ٢

سابعا – تحليل التباين للأعداد غير المتساوية من المفحوصين او الملاحظات :

الطرق الاحصائية التى تناولناها طوال هذا الفصل تنطبق فقط على البيانات التى يتساوى فيها عدد المفحوصين او الملاحظات فى جميع الخانات . وبالطبع يمكن أن تصمم تجارب يتوافر فيها هذا الشرط الا انه قد يحدث احيانا أن البيانات التى يحصل عليها الباحث لا يتوافر شرط التساوى هذا اما عن تخطيط مسبق او بسبب فقدان بعض الحالات اثناء التجريب ذاته . ونوقع هذه الظروف موضع الاعتبار يحتاج الامر الى بعض التعديل فى المعادلات الاساسية لتحليل التباين بحيث يراعى عدم تساوى اعداد المفحوصين او الملاحظات على النحو الاتى :

(أ) فى حالة تحليل التباين البسيط :

(١) مجموع مربعات بين المجموعات مع عدم تساوى الحالات

$$= \text{مج } ن_1 (م_1 - م)^2$$

او

$$= \text{مج } \frac{(\text{مج } س_1)^2}{ن_1} - \frac{(\text{مج } س)^2}{ن}$$

حيث ان

$ن_1$ = عدد الحالات او المفحوصين فى مجموعة معينة

$م_1$ = متوسط درجات هذه المجموعة

م = متوسط جميع الملاحظات

وبالنسبة لاى رمز يشار اليه بالعدد (١) مثل $س_1$ ، $ن_1$ ، $م_1$ فانه يعنى اجراء جميع العمليات الحسابية المماثلة بالنسبة لجميع المجموعات البالغ عددها (ك)، وجمع نواتج هذه العمليات.

(٢) مجموع مربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) مع عدم تساوى المجموعات

$$= \text{مج } (\text{مج } س_1^2) - \frac{\text{مج } (\text{مج } س_1)^2}{ن}$$

(٣) المجموع الكلي للمربعات : يستخدم في حسابه نفس المعادلة التي أشرنا اليها عند حساب هذا المقدار في حالة تساوي الاعداد .

(٤) تحسب درجات الحرية لمجموع مربعات بين المجموعات والمجموع الكلي للمربعات بنفس طريقة حسابهما مع المجموعات ذات الاعداد المتساوية . اما بالنسبة لدرجات الحرية داخل المجموعات (مربعات الخطأ) فتحسب بالمعادلة الاتية :

$$مجـ (ن_١ - ١)$$

مثـال :

أجرى أحد الباحثين تجربة على تعلم ٤ مجموعات من الفئران تحت شروط أربعة هي : متاهة ذات طرقات مستقيمة ومتوازية ($أ_١$)، متاهة ذات طرقات مستقيمة متقاطعة ($أ_٢$) ، متاهة ذات طرقات منحنية ($أ_٣$) متاهة ذات طرقات دائرية ($أ_٤$). واثناء اجراء التجربة مات بعض الفئران في بعض المجموعات فاصبح عدد الحالات غير متساو . ويوضح الجدول رقم (٧٠) نتائج هذه التجربة ، مع ملاحظة المتغير التابع هو عدد الدقائق التي يستغرقها الفأر للخروج من المتاهة في المحاولة النهائية للتعلم .

جدول (٧٠) نتائج تجربة لاربع مجموعات غير متساوية الاعداد

المعالجات	أ١		أ٢		أ٣		أ٤		
	$س_١$	$س_١^٢$	$س_٢$	$س_٢^٢$	$س_٣$	$س_٣^٢$	$س_٤$	$س_٤^٢$	
	٤	١٦	٩	٨١	٢	٤	٧	٤٩	
	٥	٢٥	١٠	١٠٠	٦	٣٦	٧	٤٩	
	١	١	٩	٨١	٥	٢٥	٤	١٦	
	٢	٤	٦	٣٦			٢	٤	
			٦	٣٦			٧	٤٩	م = ٥ر٤١
									مج س =٩٢
مج س	١٢	٤٦	٤٠	٣٣٤	١٣	٦٥	٢٧	١٦٧	مج $س^٢$ =٦١٢
$(مج س)^٢$	١٤٤		١٦٠٠		١٦٩		٧٢٩		$(مج س)^٢$ =٢٦٤٢
ن	٤		٥		٣		٥		ن = ١٧
د ح	٣		٤		٢		٤		

ولاجراء تحليل التباين على البيانات السابقة يسير الباحث فى الخطوات الاتيــــة :

(١) مجموع المربعات بين المجموعات

$$= \frac{١٤٤}{٤} + \frac{١٦٠٠}{٥} + \frac{١٦٩}{٣} + \frac{٧٢٩}{٥} - \frac{٩٢^٢}{١٧}$$

$$= ٣٦ + ٣٢٠ + ٥٦ر٣ + ١٤٥ر٨ - ٤٩٧ر٨٨$$

$$= ٥٥٨ر١ - ٤٩٧ر٨٨ = ٦٠ر٢٢$$

(٢) مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= ٦١٢ - \left(\frac{١٤٤}{٤} + \frac{١٦٠٠}{٥} + \frac{١٦٩}{٣} + \frac{٧٢٩}{٥} \right)$$

= ٦١٢ − ١ ر٥٥٨ = ٩ ر٥٣

(٣) المجموع الكلى للمربعات

$$= ٦١٢ - \frac{٩٢^{٢}}{١٧}$$ = ٦١٢ − ٨٨ ر٤٩٧ = ١٢ ر١١٤

(٤) يلخص الجدول الاتى نتائج تحليل التباين للمثال السابق

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المجموعات	٢٢ ر٦٠	٣	٠٧ ر٢٠	٨٤ ر٤*
داخل المجموعات	٩٠ ر٥٣	١٣	١٥ ر٤	
المجموع الكلى	١٢ ر١١٤	١٦		

ومنه يتضح ان (ف) دالة عند مستوى ٠٥ر٠ وبذلك يمكن رفض الفرض الصفرى ٠

(ﻫ) لتوضيح فكرة التناسب تأمل المثال الاتى :

	أ١	أ٢	أ٣	المجموع
ب١	٢	٤	٦	١٢
ب٢	٤	٨	١٢	٢٤
المجموع	٦	١٢	١٨	

(ب) فى حالة تحليل التباين للتصميم العاملى :

فى حالة استخدام تصميم عاملى من النوع ذى البعدين او اكثر فان الطريقة المباشرة السابقة لا تصلح وخاصة اذا كان عدد الحالات غير المتساوية داخل الخانات يتسم فى نفس الوقت بعدم التناسب مع مجموع السطور او مجموع الاعمدة (*).

وتوجد طرق مختلفة لاجراء تعديلات على البيانات الاصلية حين تكون تكرارات الخانة غير متساوية وغير متناسبة فى نفس الوقت وبعض هذه الطرق تقريبية ولكنها لها قيمة عملية كبيرة فى تحليل البيانات . وبالطبع توجد طرق اكثر دقة تعتمد على فكرة المربعات الصغرى الا انها تحتاج لجهود كبيرة وتتضمن تفاصيل كثيرة لا يتسع لها نطاق هذا الكتاب ، ويمكن للقارئ المهتم الرجوع الى بعض المؤلفات المتخصصة (Winer , 1971) .

ومن الطرق الشائعة فى هذا الصدد طريقة المتوسطات غير الموزونة وتصلح هذه الطريقة حين تكون التكرارات قريبة من التساوى وهى اصلح ما تكون حين يكون الباحث قد خطط تجربته فى الاصل باستخدام أعداد متساوية ، ولكنه لسبب او آخر افتقد بعض الحالات . وتعتمد هذه الطريقة على متوسطات الخانات او الفئات الفرعية . ومعنى ذلك ان مجموع مربعات السطور والاعمدة والتفاعل يتم تعديله باستخدام المتوسط التوافقى لتكرارات الخانات . والسبب الجوهرى فى استخدام المتوسط التوافقى لهذه التكرارات وليس المتوسط الحسابى المعتاد هو أن مربع الخطأ المعيارى للمتوسط يكون حينئذ متناسبا مع $\frac{1}{ن}$ وليس مع ن .

مثـــال :

قام باحث باجراء تجربة مخططة حسب التصميم العاملى ذى البعدين لدراسة فعالية ثلاث طرق للتدريس هى طريقة الالقاء والمناقشة والنشاط

(المتغير المستقل الاول أ) بالنسبة لكل من الذكور والاناث (المتغير المستقل الثانى ب)٠ ويوضح الجدول رقم (٧٦) البيانات التى حصل عليها ٠

جدول (٧٦) بيانات تصميم عاملى ٢ x ٣ لاعداد غير متساوية

طريقة التدريس / الجنس (ب)	الالقاء (أ١)	المناقشة (أ٢)	النشاط (أ٣)	
ذكور (ب١)	٧ ٣ ٦ ٦ ٤ ٢ ن = ٦ مجـ س=٢٨ م = ٤ر٦٧	٨ ٢٤ ٢١ ١٢ ١٧ ٢٢ ١٦ ١٩ ن = ٨ مجـ س=١٣٩ م = ١٧ر٣٨	١٦ ١٨ ١٤ ١٥ ١٧ ن =٥، مجـ س = ٧٠ م = ١٤	مجـ مب١=١ر٠٥ م ب١=١٢ر٠٢
اناث (ب٢)	٢٣ ١٨ ١٤ ٢٢ ٩ ٢٦ ن = ٦ مجـ س=١١٢ م =١٨ر٦٧	١١ ٢١ ١٣ ١٥ ٢٦ ٢٦ ١٤ ن =٧ مجـ س=١٣٦ م=١٩ر٤٣	٩ ٤٢ ١٨ ٢٧ ١٦ ٢٠ ٣١ ١٧ ن =٨ مجـ س=١٨٠ م=٢٢ر٥٠	مجـ مب٢=١٠ مب٢=٢٠ر٠
	مجـ م أ١ =٢٢ر٣٤ م أ١ =١١ر٦٧	مجـ م أ٢ =٣٦ر٨١ م أ٢ =١٨ر٤١	مجـ م أ٣ =٣٦ر٥٠ م أ٣ =١٨ر٢٥	مجـ م=٩٦ر١٥ م =١٦ر١١

ولاجراء تحليل التباين للبيانات السابقة يسير الباحث فى الخطوات الاتية :

(١) حساب المتوسط التوافقى لتكرارات الخانات ويحسب بالمعادلة الاتيـــة :

$$أ\ ت = \frac{أ \times ب}{\frac{1}{ن_{أ١ب١}} + \frac{1}{ن_{أ١ب٢}} + \cdots + \frac{1}{ن_{أب}}}$$

$$= \frac{٣ \times ٢}{\frac{١}{٦} + \frac{١}{٦} + \frac{١}{٨} + \frac{١}{٧} + \frac{١}{٥} + \frac{١}{٨}} = ٦٫٤٨$$

(٢) حساب متوسطات الخانات ، ومجاميع السطور والاعمدة ومتوسطاتها، وهذه جميعا موضحة فى الجدول (٧١) . الا اننا نجب ان ننبــــه القارئ الى ان متوسطات السطور والاعمدة هى متوسطـــــات المتوسطات المحسوبة بالفعل لخانات كل سطر او عمود ، وليست متوسطات الدرجات الخام فى هذه الخانات . وبالمثل فان مجاميع السطور والاعمدة هى مجاميع متوسطات خانات كل سطر او عمـــود وليست مجاميع الدرجات الخام فى هذه الخانات . والقيمـــة (م) فى الخانة السفلى الى اليسار فى هذا الجدول هى متوســـــط المتوسطات الستة وكذلك القيمة (مج مج م) هى مجموع هـــذه المتوسطات الستـــة .

وفى حساب التأثيرات الرئيسية لكل من المتغير المستقل (أ) اى الاعمدة، والمتغير المستقل الثانى (ب) اى السطور،والتفاعل بينهما تعامل البيانات كما لو كان هناك ملاحظة واحدة فقط فى كل خانة ، ثم يعدل مجموع المربعات بعد ذلك لتقدير ما يجب أن يكون عليه هذا المجموع بالفعل اذا كان عدد الملاحظات مساويا لما هو عليه فى كل خانـــة .

(٢) حساب مجاميع المربعات على النحو الاتى :

(أ) مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الاول (أ) او الاعمدة

= م ت [(١/ب) مج أ² − (مج مج م)² / (أ × ب)]

= ٦ر٤٨ [(١/٢)(٢٣ر٣٤² + ٣٦ر٨² + ٣٦ر٥٠²) − (٩٦ر٦٥² / (٣×٢))]

= ٦ر٤٨ [(١/٢)(٥٤٤ر٧٦ + ١٣٥٤ر٩٨ + ١٣٣٢ر٢٥) − (١٥٥٦ر٨٧)]

= ٦ر٤٨ (١٦١٥ر٩٩ − ١٥٥٦ر٨٧) = ٣٨٣ر١٠

(ب) مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الثانى (ب) او السطور

= م ت [(١/أ) مج ب² − (مج مج م)² / (أ × ب)]

= ٦ر٤٨ [(١/٢)(٣٦ر٠٥² + ٦٠ر٦٠²) − (٩٦ر٦٥² / (٣×٢))]

= ٦ر٤٨ [(١/٢)(١٢٩٩ر٦٠ + ٣٧٢ر٣٦) − (١٥٥٦ر٨٧)]

= ٦ر٤٨ (١٦٥٧ر٣٢ − ١٥٥٦ر٨٧) = ٦٥٠ر٩٢

(ج) مجموع مربعات التفاعل أ × ب

= م ت [(مج م أ١ب١ + مج أ١ب٢ + ... + مج أ٣ب٢) − ((١/ب) مج أ²) − ((١/أ) مج ب²) + ((مج مج م)² / (أ × ب))]

$$-(٢٢ر٥٠^{٢} + ١٤^{٢} + ١٩ر٤٣^{٢} + ١٧ر٢٨^{٢} + ١٨ر٦٧^{٢} + ٤ر٦٧^{٢})\ \ ٦ر٤٨ =$$

$$٢٣١ر٨٥ = ١٥٥٦ر٨٧ + ١٦٥٧ر٣٢ - ١٦٦٥ر٩٩$$

(د) مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

$$- \quad (\text{مج } س_{٤}^{٢} \ \cdots\cdots + \text{مج } س_{٢}^{٢} + \text{مج } س_{١}^{٢}) =$$

$$\frac{(\text{مج } س_{أ٣ب٢})^{٢}}{ن_{أ٣ب٢}} + \cdots\cdots + \frac{(\text{مج } س_{أ١ب٢})^{٢}}{ن_{أ١ب٢}} + \frac{(\text{مج } س_{أ١ب١})^{٢}}{ن_{أ١ب١}}$$

$$\cdots + \frac{١١٢^{٢}}{٦} + \frac{٢٨^{٢}}{٦}) - (٢٠^{٢} + ١٨^{٢} + \cdots\cdots + ٤^{٢} + ٦^{٢} + ٧^{٢}) =$$

$$١٦٠٤ر٢٦ = \quad) \quad \frac{١٨٠^{٢}}{٨} +$$

(هـ) تلخيص نتائج تحليل التباين فى الجدول الاتى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
طريقة التدريس أو الاعمدة (أ)	٢٨٢ر١٠	٢	١٩١ر٥٥	٤ر٠٦*
الجنس او السطور (ب)	٦٥٠ر٩٢	١	٦٥٠ر٩٢	١٣ر٨٠**
تفاعل أ × ب	٢٣١ر٨٥	٢	١١٥ر٩٣	٢ر٤٦*
داخل المجموعات (الخطأ)	١٦٠٤ر٢٦	٣٤	٤٧ر١٨	
المجموع الكلى	٢٨٧٠ر١٣	٣٩		

ثامنا - تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة :

تناولنا فيما سبق الاساليب الاحصائية لتحليل التباين المتعدد المتغيرات المستقلة ، الا أن هذه الاساليب اقتصرت في جميع الحالات على متغير تابع واحد ، ولهذا تسمى هذه الاساليب بانها من النوع الاحادى المتغير Univariate من وجهة نظر المتغير التابع على الرغم من انها من وجهة نظرنا - تصنف الى فئة المتغيرات المتعددة Mulivariate من وجهة نظر المتغير المستقل .

الا أن من أهم التطورات الحديثة ظهور الاهتمام بتحليل التباين للمتغيرات التابعة المتعددة والذى يسمى اختصارا MANOVA . ويعد امتدادا لتحليل التباين من النوع الكلاسيكى الذى تناولناه طوال هذا الفصل والمسمى ANOVA ، ويتوازى تماما معه . والفرق الوحيد بين الاسلوبين أن اولهما كما بينا يتعامل مع عدة متغيرات تابعة فى وقت واحد ، بينما يتناول النوع الكلاسيكى متغيرا تابعا واحدا فى المرة الواحدة . ولهذا يجد الباحث لكل نوع من انواع تحليل التباين الكلاسيكى ما يناظره فى تحليل التباين المتعدد المتغيرات التابعة ابتداء من تحليل التباين البسيط وحتى اعقد صور التصميم العاملى ، سواء أكان من نوع المجموعات المستقلة او المجموعات المرتبطة (ذات القياسات المتكررة) .

وتعتمد الطرق الاحصائية لتحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة على الابتكارات التى شهدها علم الاحصاء فى السنوات الاخيرة مع ظهور منحى النموذج الخطى العام من ناحية ، والتطورات فى طريقة تحليل الانحدار المتعدد من ناحية . ولا يتسع المقام فى هذا الفصل للدخول فى هذه التفاصيل الفنية . وحسبنا ان نعرض للقارىء مثالا على استخدام هذا الاسلوب الاحصائى .

مثـــال :

أجرى أحد الباحثين دراسة على ثلاث مجموعات مختارة من ثلاث كليات جامعية هى الزراعة والهندسة والاداب ، طبق عليهم اختبارين أحدهما يقيس الفهم اللغوى ($س_1$) ، والاخر يقيس القدرة على التفكير التحليلى ($س_2$) ، وأراد أن يختبر الفرض الصفرى بأن الاصول الكلية الثلاثة التى اشتقت منها عينات هذا البحث لها مراكز متوسطة متساوية فى كل من المقياسين • ويوضح الجدول رقم (٧٢) نتائج هذا البحث •

جدول (٧٢) نتائج تطبيق اختبارين لقياس متغيرين تابعين ($س_1$،$س_2$) على ثلاث مجموعات (معالجات) من كليات جامعية مختلفة

المتغير المستقل	زراعة		هندسة		آداب		
المتغيرات التابعة	$س_1$	$س_2$	$س_1$	$س_2$	$س_1$	$س_2$	
	٢٤	٢٨	٣٣	٥٠	٣٩	٥٠	
	٣٥	٢٦	٤٤	٥٧	٤٥	٥٤	
	٢٧	٥٩	٤٦	٥٩	٤٠	٤٣	
	٣٨	٢٩	٣٣	٥٢	٣٧	٣٤	
	١٧	٥٠	٣٦	٥٧	٢٢	٤٠	
	٣٧	٥٤	٣٤	٥٦	٤٠	٥٦	
	٢٢	١٥	٣٥	٤٥	٥٠	٤٧	
	١٥	١٧	٣٨	٤٦	٤٦	٥٣	
			٤٤	٥٩	٤٤	٤٣	
					٣٥	٥٩	
					٤٥	٥٧	
					٣٤	٤٩	
					٣٤	٤٦	
مج س	٢٣٥	٢٧٨	٣٤٣	٤٨١	٥١١	٦٢١	مج $س_1$ = ١٠٨٩
مج $س^2$	٧٥٢١	١١٧١٢	١٣٢٨٧	٢٥٩٤١	٢٠٧١٣	٣١٢٧١	مج $س_2$ = ١٣٩٠
مج $س_1$ $س_2$	٨٤٥٠		١٨٤٦٣		٢٥٠١٨		

ولتحليل التباين في هذه الحالة يلجأ الباحث الى حساب مصفوفة مجموع المربعات ونواتج حواصل ضرب القيم المتناظرة وهي التي تناظر المجموع الكلي للمربعات في تحليل التباين التقليدي . وحساب هـــذه المصفوفة ايضا لكل من بين المجموعات وداخل المجموعات واللذيـــن يناظران مجموعي المربعات المماثلين في تحليل التباين التقليـــدي والفرق الجوهري ان كل عنصر خارج الخانات القطرية في هذه المصفوفة هو نتاج حاصل ضرب القيم المتناظرة لزوج من المتغيرات التابعـــة. وتحل هذه القيم محل مربعات المتغير التابع الواحد في تحليـــل التباين الكلاسيكي . وفيما يلي خطوات هذا التحليل .

(١) حساب مصفوفة بين المجموعات والتي تتألف من ثلاثة عناصر هـــي الخانات القطرية لكـل مـــن المتغيـــر التابع الاول (س١) والمتغير التابع الثاني (س٢) ، وكذلك حاصل ضرب القيـــم المتناظرة للمتغيرين خارج الخانات القطرية ، وتحسب قيم هـــذه العناصر الثلاثة من بيانات الجدول (٧٢) كما يلي :

(أ) مجموع مربعات بين المجموعات للمتغير التابع (س١)

$$= \frac{(٢٣٥)^{٢}}{٨} + \frac{(٣٤٣)^{٢}}{٩} + \frac{(٥١١)^{٢}}{١٣} - \frac{(٢٣٥ + ٣٤٣ + ٥١١)^{٢}}{٨ + ٩ + ١٣}$$

= ٥٣٠ر٧٦٧

(ب) مجموع مربعات بين المجموعات للمتغير التابع (س٢)

$$= \frac{(٢٧٨)^{٢}}{٨} + \frac{(٤٨١)^{٢}}{٩} + \frac{(٦٢١)^{٢}}{١٣} - \frac{(٢٧٨ + ٤٨١ + ٦٢١)^{٢}}{٨ + ٩ + ١٣}$$

= ٦٥٩١ر٧١٤

(جـ) مجموع مربعات حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين (س١ س٢) خارج الخانات القطرية

$$= \frac{(٢٣٥ \times ٢٧٨)}{٨} + \frac{٣٤٣ \times ٤٨١}{٩} + \frac{(٥١١ \times ٦٣١)}{١٣} -$$

$$\frac{٦٠٨٩ \times ١٣٩٠}{٣٠} = ٨٤٨ر٨٤٣$$

(د) بناء مصفوفة بين المجموعات على النحو الاتى

$$= \begin{matrix} ٧٦٧ر٥٣٠ & ٨٤٨ر٨٤٣ \\ ٨٤٨ر٨٤٣ & ٧٤١ر١٥٩١ \end{matrix}$$

(٢) حساب مصفوفة داخل المجموعات او مصفوفة مربعات الخطأ والتى تعتبر ايضا توسيعا وامتدادا لمجموع مربعات داخل المجموعات فى تحليل التباين الكلاسيكى . وتتألف هذه المصفوفة ايضا من ثلاثة عناصر تتطابق مع العناصر السابقة فيما عدا انها فى هذه الحالة لداخل المجموعات . وتحسب قيم هذه العناصر الثلاثة من بيانات الجدول السابق كما يلى :

(أ) مجموع مربعات داخل المجموعات للمتغير التابع ($س_{١}$)

$$= \frac{٧٥٢١ - (٢٣٥)^{٢}}{٨} + \frac{١٢٢٨٧ - (٣٤٣)^{٢}}{٩} + \frac{٢٠٧١٢ - (٥١١)^{٢}}{١٣}$$

$$= ٥٣٣ر١٤٥٩$$

(ب) مجموع مربعات داخل المجموعات للمتغير التابع ($س_{٢}$)

$$= \frac{١١٧١٢ - (٢٧٨)^{٢}}{٨} + \frac{٢٥٩٤١ - (٤٨١)^{٢}}{٩} + \frac{٣١٢٧١ - (٦٣١)^{٢}}{١٣}$$

$$= ٩٥٣ر٢٩٢٨$$

(جـ) مجموع مربعات حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين (س١ س٢) خارج الخانات القطرية

$$= \frac{\text{٨٤٥٠} - \text{٢٢٥} \times \text{٢٧٨}}{\text{٨}} + \frac{\text{١٨٤٦٣} - (\text{٣٤٣} \times \text{٤٨١})}{\text{٩}} + \frac{\text{٢٥٠١٨} - \text{٥١١} \times \text{٢١})}{\text{١٢}}$$

= ١٥٢ ر٦٣٠

(د) بناء مصفوفة مربعات داخل المجموعات على النحو الاتى

١٥٢ر٦٣٠	٣٢ر١٤٥٩
٩٥٢ر٢٩٢٨	١٥٢ر٦٣٠

(٣) تعد مصفوفة مربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) بسط معادلة اختبار دلالة الغرض الصفرى فى هذه الحالة . اما مقام المعادلة فهو حاصل جمع مصفوفتى داخل المجموعات وبين المجموعات .

(٤) استخدام احد اختبارات الدلالة الاحصائية البديلة لاختبار (ف) فى تحليل التباين الكلاسيكى . ولعل اشهر هذه الاختبارات محك نسبة الترجيح likelihood – ratio الذى اقترحه ويكس والذى يسمى اختبار المبادا Λ والذى يحسب بالمعادلة الاتية .

$$\Lambda = \frac{[S_w]}{[S_b + S_w]}$$

حيث ان

$[S_w]$ = مصفوفة داخل المجتومات

$[S_b + S_w]$ = حاصل جمع مصفوفتى داخل المجموعات وبين المجموعات

ويحسب بسط المعادلة كما يلى :

$$\left[S_w \right] = \begin{vmatrix} \text{١٤٥٩ر٣٣} & \text{٦٣٠ر١٥٢} \\ \text{٦٣٠ر١٥٢} & \text{٢٩٢٨ر٩٥٣} \end{vmatrix} = \text{٣ر٨٧٧٨} \times \text{١٠}^{\text{٦}}$$

كما يحسب مقام المعادلة كما يلى

$$\left[S_b + S_w \right] = \begin{vmatrix} \text{١٩٩٠ر٣٠٠} & \text{١٤٧٤ر٠٠٠} \\ \text{١٤٧٤ر٠٠٠} & \text{٤٥٢٠ر٦٦٧} \end{vmatrix} = \text{٦ر٨٢٤٨} \times \text{١٠}^{\text{٦}}$$

وبذلك تصبح قيمة Λ كما يلى

$$\Lambda = \frac{\text{٣ر ٨٧٧٨} \times \text{١٠}^{\text{٦}}}{\text{٦ر ٨٢٤٨} \times \text{١٠}^{\text{٦}}} = \text{ر ٥٦٨٢}$$

(٥) تحديد دلالة المبادا • واكثر الطرق شيوعا التى ابتكرها بارتلت والتى تقترب بتوزيع هذا الاختبار من توزيع اختبار كا٢ (وهو اختبار احصائى سنتناوله بالتفصيل فيما بعد)• وتتلخص الخطوات التى اقترحها بارتلت فيما يلى :

(أ) تحديد درجات الحرية لمربعات بين المجموعات ، وهو فى مثالنا (ك ـ ١) اى ٣ ـ ١ = ٢ وهو يشبه تحليل التباين الكلاسيكى ذا البعد الواحد •

(ب) تحديد درجات الحرية لمربعات داخل المجموعات وهو مثالنا ـ كما هو الحال ايضا فى تحليل التباين التقليدى ذى البعد الواحد ـ يساوى (ن ـ ١) اى ٣٠ ـ ١ = ٢٩ •

(جـ) تحديد عدد المتغيرات التابعة المستخدمة فى الدراسة وهو فى مثالنا يساوى ٢ •

(د) الحصول على معكوس Inverse قيمة ألمبادا وهو هنا يساوى (− ٣٦٥٢ر) .

(هـ) تطبيق معادلة بارتلت على النحو الاتى :

$$\text{كا}^{٢} = \text{د ح}_{\text{ب}} + \text{د ح}_{\text{د}} - \frac{\text{غ} + \text{د ح}_{\text{ب}} + ١}{٢} \times (-\Lambda)$$

حيث ان :

$\text{د ح}_{\text{ب}}$ ، $\text{د ح}_{\text{د}}$ = درجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات على التوالى

غ = عدد المتغيرات التابعة

− Λ = معكوس ألمبادا المحسوبة

$$\because \quad \text{د ح}_{\text{ب}} + \text{د ح}_{\text{د}} = \text{ن} - ١$$

$$\because \quad \text{غ} + \text{د ح}_{\text{ب}} + ١ = \text{غ} + \text{ك}$$

$\therefore$ يمكن تعديل المعادلة السابقة لتصبح كما يلى :

$$\text{كا}^{٢} = \text{ن} - ١ - \frac{\text{غ} + \text{ك}}{٢} \times (-\Lambda)$$

وبالتعويض عن القيم السابقة نحصل على :

$$\text{كا}^{٢} = ٢٩ - \frac{٥}{٢} \times (-\ ٥٦٥٣\text{ر}) = ١٤\text{ر}٩٨$$

وبالكشف عن دلالة $\text{كا}^{٢}$ فى الملحق رقم (٨) عند درجات حرية تساوى (غ × $\text{د ح}_{\text{ب}}$) اى ٢ × ٢ = ٤ نجد ان القيمة المحسوبة دالة عند مستوى ١٠ر٠ ومعنى ذلك اننا نرفض الفرض الصفرى ونستنتج وجود فروق جوهرية بين المجموعات الثلاث فى المتغيرين التابعين موضع البحث .

الفصل الرابع عشر
المقارنات المتعددة بين المتوسطات

أشرنا فى ثنايا الفصل السابق الى انه حين يجرى الباحث اسلوب تحليل التباين على بياناته ويحصل على (ف) او نظائرها دالة فان الفرض الصفرى الذى يتم رفضه فى هذه الحالة هو أن متوسط الاصل متساو لجميع المجموعات ، اى انه لا توجد فروق جوهرية بين المتوسطات المحسوبة للمجموعات المختلفة لانتمائها جميعا الى اصل واحد ، وان المعالجات المختلفة لم تحدث تغييرا فى هذه المتوسطات بحيث تجعل المجموعات تنتمى الى اصول مختلفة . فاذا تم رفض الفرض الصفرى وكان عدد المجموعات اكثر من اثنين فان الاستنتاج الاحصائى فى هذه الحالة هو أن " متوسطات اصول المجموعات ليست متساوية " . الا ان هذه الصيغة لرفض الفرض الصفرى ليست كافية بالطبع عندما يكون عدد المجموعات اكثر من اثنين (وهى الحالة التى يستخدم فيها تحليل التباين عادة) لانها لا تدلنا على اى هذه المتوسطات هو الذى تختلف عنه المتوسطات الاخرى اختلافا دالا .

ولهذا السبب فان اختبار (ف) او نظائره يعتبر فى هذه الحالة نقطة اتخاذ قرار ، فان لم تكن القيمة دالة يقبل الباحث الفرض الصفرى بصورته الشاملة السابقة ، ولا يحتاج حينئذ لاى خطوة أبعد من ذلك ، وفى هذه الحالة يعتبر خطأ العينات هو التفسير الاكثر معقولية لحدوث الفروق البسيطة الملاحظة بين المتوسطات . اما اذا كانت قيمة (ف) المحسوبة دالة وتم بذلك رفض الفرض الصفرى الشامل فان هذه النتيجة تعد ــ حينئذ ــ خطوة اولية فى تحليل البيانات اذ لابد من البحث عن اى الفروق بين المتوسطات هى الدالة بين هذه المتوسطات المتعددة . وهنا يمكن القول ان نتيجة تحليل التباين فى هذه الحالة تثير من الاسئلة اكثر مما تقدم من الاجابات . فالامر يحتاج الى مزيد من التعمق للحصول على هذه الاجابات من خلال فحص

الفروق بين المتوسطات الفردية او مجموعات من هذه المتوسطات بغرض تحديد الفروض الدالة او اختبار فروض بحثية معينة . ويسمى الاسلوب الاحصائي الذي يستخدم في اغراض هذا التعمق المقارنات المتعددة بين المتوسطات(*) .

وعملية المقارنات المتعددة ليست عملية آلية او ميكانيكية وانما تعتمد في جوهرها على بناء التجربة وفروضها البحثية التي تستند - كما ذكرنا مرارا طوال هذا الكتاب - على اطارها النظري . ولذلك لا توجد صورة واحدة لاجراء هذه المقارنات هي المقارنات الثنائية كما هو شائع في بعض الممارسات البحثية الراهنة .

والمقصود بالمقارنات الثنائية Paired Comparisons ان يجري الباحث جميع المقارنات الممكنة بين متوسطات المعالجات ويبلغ عدد المقارنات في هذه الحالة $\frac{ن(ن-١)}{٢}$ حيث ن = عدد المجموعات او عدد المتوسطات .

الا أن هذا النوع من المقارنات قد لا يكون مطلوبا في البحث وحينئذ يصبح مضيعا لوقت الباحث والقارئ . فقد يرغب الباحث ان يجري مقارناته بين بعض هذه المتوسطات فقط في ضوء نظرية بحثه . ومن ذلك مثلا حين يتألف البحث من عدة مجموعات تجريبية ومجموعة ضابطة واحدة ، انه حينئذ لا يكون مهتما الا بالمقارنة بين كل مجموعة من المجموعات التجريبية وهذه المجموعة الضابطة دون ان يكون للمقارنة بين المجموعات التجريبية نفسها اية اهمية .

وفي بعض الاحيان قد يتطلب منطق التجربة تجميع بعض المتوسطات في مجموعة واحدة تقارن بمجموعة اخرى من المتوسطات ، ومن ذلك مثلا

(*) تستخدم المؤلفات المتخصصة باللغة الانجليزية مصطلحين مترادفين للدلالة على المقارنات المتعددة بين المتوسطات هما :
Multiple Contrasts وكذلك Multiple Comparisons

ان يرغب الباحث في معرفة ما اذا كان م١ = م٣ = م٤ ، م٢ = م٥ وما اذا كانت المتوسطات الثلاثة الاولى تختلف عن المتوسطين الاخرين ، ثم ما اذا كانت هذه المتوسطات الخمسة تختلف عن م٦ .

وتوجد مجموعة من الاعتبارات لابد من التركيز عليها حتى يمكن للباحث ان يجرى مقارنات متعددة لها معنى نعرضها فيما يلى :

معدلات الخطأ :

ان الموضوع الاساسى الذى يشغل الباحثين فى ميدان احصاء المقارنات المتعددة هو احتمال الوقوع فى النمط الاول من خطأ الاستدلال الاحصائى . ومعظم الفروق بين الاساليب الاحصائية المختلفة تنشأ عن الاساليب المختلفة لتناول كيفية التحكم فى هذا الخطأ . وعلى الرغم من ان المسألة تبدو جزئيا فنية وموضوعية الا انها فى حقيقة الامر مسألة ذاتية وتتصل فى جوهرها بالطريقة التى يرغب الباحث بها فى تحديد معدل الخطأ ، ومدى رغبته فى السماح بحدوث المعدل المحتمل الاقصى لهذا الخطأ .

ويميز (HOWELL, 1987) بين ثلاثة طرق لتحديد معدلات الخطأ او احتمال الوقوع فى خطأ من النمط الاول ، ويستخدم فى ذلك المصطلحات التى شاعت فى ميدان الاحصاء الاستدلالى منذ اوائل الستينات من هذا القرن وهى :

(١) معدل الخطأ فى المقارنة الواحدة :

وهو النوع الذى تناولناه عند الحديث عن المقارنة بين متوسطين ، وهذا ما يحدث فى اى مقارنة واحدة سواء استخدمنا اختبار (ت) او اختبار (ف) بين متوسطين . فمثلا اذا اجرينا مقارنة بين متوسطين باستخدام اختبار (ت) ورفضنا الفرض الصفرى لان (ت) وصلت الى الدلالة عند مستوى ٥٠ر٠ ، فاننا فى هذه الحالة نتعامل مع معدل خطأ المقارنة الواحدة مقداره (٠٥ ر٠) .

(٢) معدل الخطأ فى طائفة من المقارنات :

ويحدث حين يجرى الباحث مجموعة من المقارنات بين المتوسطات التى حصل عليها حسب تصميم البحث ونظريته ، ومن ذلك مثلا :

م١ > م٢

م٣ > م٤

م١ > م٣ ، م٤

واحتمال ان هذه الطائفة من المقارنات تتضمن خطأ واحدا على الاقل من النمط الاول يسمى فى هذه الحالة معدل الخطأ المتعلق بطائفة من المقارنات .

(٣) معدل الخطأ فى التجربة ككل (المقارنات الثنائية الكاملة) :

ويدل على الخطأ من النمط الاول الذى نتوقع للباحث ان يقع فيه فى اى تجربة يجريها ، وتتألف من اكثر من مجموعتين ، اذا كان الفرض الصفرى صحيحا ، عند اجرائه اجميع المقارنات الثنائية الممكنة بين المتوسطات . ولكى نوضح هذا النوع من معدلات الخطأ نعطى المثال الاتى :

نفرض ان احد الباحثين عرض على مجموعتين من الذكور والاناث ٥٠ كلمة ، وطلب من كل منهم انتاج اكبر عدد من التداعيات المرتبطة لكل كلمة قدر الامكان فى وقت لا يتجاوز دقيقة واحدة . ثم قام بالمقارنة بين الذكور والاناث فى عدد التداعيات التى اصدروها لكل كلمة عند مستوى دلالة ٠٥ر٠ ولنفرض ان الفرض الصفرى كان دائما صحيحا (اى لا توجد فروق بين الجنسين). اننا فى هذه الحالة نلاحظ ان الباحث اجرى ٥٠ مقارنة مستقلة باستخدام اختبار (ت) مثلا باستخدام مستوى ٠٥ر٠ ، وعلى ذلك نتوقع ان حوالى ٥٠ (٠٥ر٠) = ٥ر٢ من هذه المقارنات قد يكون دالا على اساس المصادفة والعشوائية وحدهما . وعلى ذلك فان معدل الخطأ فى هذه التجربة ككل هو ٥ر٢ بينما هذا المعدل

بالنسبة الى المقارنة الواحدة هو ٠٫٠٥ ومما يجب ان ننبه اليه ان معدل الخطأ فى التجربة هو نوع من التكرار وليس احتمالا كما هو الحال فى النوعين الاخرين • كما لعلك لاحظت ان الاخطاء الثلاثة يمكن ترتيبها على النحو السابق حسب حجم الخطأ من الادنى (المقارنة الواحدة) الى الاعلى (التجربة ككل) •

ولعلنا نذكر هنا انه فى التجربة التى تتطلب مقارنة واحدة تتطابق الانواع الثلاثة من معدلات الخطأ • ومع زيادة عدد المقارنات تتفاوت المعدلات الثلاثة فاذا رمزنا لمعدل الخطأ بالرمز (لَ)، ولمستوى الدلالة بالرمز (ل) ، ولعدد المقارنات بالرمز (ك) فاننا فى هذه الحالة نحصل على القيم الاتية بشرط استقلال المقارنات :

(أ) عدد معدلات الخطأ بالنسبة للمقارنة الوحدة ل = لَ

(ب) عدد معدلات الخطأ بالنسبة لطائفة والمقارنات ل =(١ ـ لَ)^ك

(ج) عدد معدلات الخطأ فى التجربة ككل ل = ك لَ

اما اذا لم تكن المقارنات مستقلة (كما سنوضح فيما بعد) فان النوعين أ ، ج من معدلات الخطأ لن يتأثرا ، اما النوع (ب) الخاص بطائفة من المقارنات فهو الذى يتأثر بوضوح بذلك •

المقارنات القبلية والبعدية :

يوجد تمييز جوهرى فى ميدان المقارنات المتعددة بين المتوسطات يتمل فى جوهره بموضع هذه المقارنات فى مسار البحث • وفى هذا الصدد يتم التمييز بين نوعين :

(١) المقارنات القبلية A priori :

والتى يتم تحديدها اثناء تحديد مشكلة البحث وتخطيطه المبدئى واصياغة فروضه وقبل جمع البيانات • لنفرض ان احد الباحثين توقع عند بداية البحث وقبل اجراء التجربة وجمع البيانات وجود فرق دال

بين شرطين معينين من شروط المعالجة (على اساس نظرية البحث ونتائج الدراسات السابقة)، ومن ذلك شرطى التعلم بالاكتشاف (م٣) والتعلم بالتلقى (م٤) مثلا على الرغم من وجود شرطين آخرين فى نفس التجربة (هما م١ ، م٢) انه فى هذه الحالة يقرر قبل اجراء التجربة بالفعل انه سوف يسعى لاختبار الفرض الصفرى الاتى : م٣ = م٤ . وبالطبع لن يستطيع اختبار هذا الفرض الا بعد اختبار الفرض الصفرى العام بتساوى جميع المتوسطات الاربعة باستخدام اسلوب تحليل التباين وتطبيق اختبار (ف) او نظائره .

وهذا النوع من المقارنة هو الاكثر تفضيلا لانه يدل على ان البحث العلمى على درجة جيدة من التنظيم والتخطيط والاتساق ، ولانه كذلك يجعل من السهل التحكم فى احتمال الوقوع فى النمط الاول من اخطاء الاحصاء الاستدلالى ، كما يقلل من احتمال الوقوع من النمط الثانى من هذه الاخطاء .

(٢) المقارنات البعدية Post hoc :

على عكس ما سبق فانه فى المقارنات البعدية لا تصاغ المقارنات المتعددة الا بعد جمع البيانات وفحصها ، بل - واحيانا - بعد اجراء تحليل لهذه البيانات بالفعل باستخدام اسلوب تحليل التباين. ومعنى ذلك ان هذا النوع من المقارنات يتم بعد وصول الباحث الى نتائج معينة ، ربما لم تكن متوقعة ، وحينئذ يرغب الباحث فى معرفة مما اذا كانت هذه النتائج غير المتوقعة تعزى الى عوامل المصادفة والعشوائية او الى المعالجات والشروط المستخدمة فى التجربة ، وطالما ان المقارنات البعدية لا تصاغ الى بعد فحص البيانات فانها تتطلب معالجة مختلفة من المقارنات القبلية حتى يكون احتمال الوقوع فى الخطأ من النمط الاول او الثانى من اخطاء الاستدلال الاحصائى فى المستوى المعقول . ولذلك توصف هذه المقارنات بانها غير مخططة . وهى عادة تتم بعد الحصول على (ف) دالة عند تحليل التباين والتى بها يتم رفض الفرض الصفرى العام ، وعادة ما تستغرق جميع المقارنات الثنائية . اما

المقارنات القبلية المخططة فانها يمكن منطقيا اجراؤها سواء حصل الباحث من تحليل التباين على (ف) دالة او غير دالة .

على الرغم من اهمية هذا التمييز وشيوعه الا ان(Ferguson 1981) يرى انه تمييز غير حاسم من الوجهة العملية . فكثيرا مما يصعب على الباحث التمييز بين المقارنات البعدية والقبلية عند تحليل البيانات التجريبية ، بل قد يبدو الامر غير واقعي بالنسبة للباحث على الرغم مما يوفره هذا التمييز الهام من دقة في النتائج التي يحصل عليها . وعموما فلو كان الباحث واعيا بهذا التمييز عند اجراء الباحث فانه في نهاية الامر هو وبحثه المستفيدان الرئيسيان منه .

المقارنات المتعامدة (المستقلة) والمقارنات غير المتعامدة (المرتبطة):

يوجد تمييز هام آخر بين المقارنات من حيث درجة استقلالها او ارتباطها ، وفي هذا الصدد يتم التمييز بين نوعين من المقارنات حسب طبيعة المقارنة :

(١) المقارنات المتعامدة Orthogonal :

ويقصد بها ان تكون هذه المقارنات مستقلة بعضها عن بعض، والمفهوم الاساسي لهذا النوع من المقارنات ان مجموع مربعات داخل المجموعات لا يمكن تقسيمه الى اكثر من (ك - ١) وان تكون هذه الاقسام التي ينقسم اليها هذا المجموع مستقلة بعضها عن بعض وان تكون لكل قسم درجة حرية واحدة تخصه . وان يتضمن كل قسم معلومات تخصه . وبهذه الطريقة يمكن تقسيم مجموع المربعات داخل المجموعات الى اقسام عديدة مستقلة من بيانات البحث بقدر ما لدينا من درجات حرية .

(٢) المقارنات غير المتعامدة (المرتبطة) :

هذا النوع والذى يسمى Non — Orthogonal هو عكس النوع السابق حيث تكون فيه المقارنات ليست مستقلة بعضها عن بعض ولذلك فهو يتسم ايضا بعكس جميع خصائص المقارنات المستقلة . لنفرض ان احد الباحثين حصل على ٥ متوسطات لخمس مجموعات . انه فى هذه الحالة يمكنه اجراء ١٠ مقارنات ثنائية كاملة على النحو الاتى :

م١ ، م٢	م٢ ، م٣	م٣ ، م٤	م٤ ، م٥
م١ ، م٣	م٢ ، م٤	م٣ ، م٥	
م١ ، م٤	م٢ ، م٥		
م١ ، م٥			

ولعلك لاحظت ان المتوسط الواحد استخدم فى اكثر من مقارنة واحدة ومعنى ذلك ان بعض هذه المقارنات متداخلة اى غير مستقلة . ويمكن القول بصفة عامة ان المقارنات المتعامدة تصلح لها منطقيا الطرق التى تستخدم مع المقارنات المخططة او القبلية ، كما ان المقارنات المرتبطة تصلح لها طرق المقارنات البعدية ، ومع ذلك فاننا سوف نتعامل معهما كاساسيين مستقلين للتصنيف .

ويفيد فى الحكم على طبيعة المقارنة وما اذا كانت مستقلة (متعامدة) او مرتبطة (غير متعامدة) النظر الى المقارنة على انها مجموع موزون للمتوسطات . وعلى ذلك ففى مجموعة مؤلفة من ٤ متوسطات يمكن النظر الى الفرق (م١ − م٢) مثلا على انه المجموع الموزون للمتوسطات الاربعة م١ ، م٢ ، م٣ ، م٤ . وتوصف المقارنة بانها متعامدة حين يكون مجموع حواصل ضرب هذه الاوزان صفرا . اما اذا لم نحصل على هذا المجموع الصفرى فان المقارنة فى هذه الحالة تصبح مرتبطة او غير متعامدة . ولا يتسع المقام فى هذا الفصل لنتناول طريقة حساب هذه الاوزان ، وسوف نتعرض لها عند الحديث عن الانحدار المتعدد فى فصل لاحق .

ومن تفاعل التصنيفين السابقين يمكن القول انه يوجد اربعة انواع من المقارنات المتعددة يوضحها الجدول رقم (٧٣) .

جدول (٧٣) انواع المقارنات المتعددة

		مسار البحث	
		قبلية	بعدية
طبيعة المقارنة	متعامدة		
	مرتبطة		

أولا – المقارنات القبلية :

أشرنا الى أن الباحث فى تخطيطه للتجربة – وقبل اجرائها وجمع بياناتها – قد يصوغ مجموعة معينة من الفروض تصمم التجربة نفسها لاختبارها ، وتسمى الاختبارات الاحصائية التى تتضمن مثل هذه الفروض ، الاختبارات القبلية أو المخططة . وفى نفس الوقت فان هذه المقارنات قد تتسم بالاستقلال بعضها عن بعض بالمعنى الذى شرحناه ، وقد تكون غير مستقلة . ونعرض فيما يلى مثالا يوضح ذلك مع ملاحظة اننا نفترض تساوى عدد الحالات فى المعالجات المختلفة .

مثـــال :

نفرض ان احد الباحثين فى تخطيطه لتجربة لتقويم آثار اربعة طرق فى العلاج النفسى توقع فى ضوء الاطار النظرى للبحث ما يلى :

(١) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة التى تعرضت للعلاج السلوكى (المجموعة ١) ومتوسط متوسطات المجموعات الثلاث الاخرى التى تعرضت للعلاج بكل من التحليل النفسى (المجموعة ٢) والعلاج باللعب (المجموعة ٣) والعلاج بالعمل (المجموعة ٤) .

(٢) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة التى تعرضت للعلاج بالتحليل النفسى (المجموعة ٢) ومتوسط متوسطى المجموعتين الثالثة (العلاج باللعب)والرابعة (العلاج بالعمل).

(٣) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة الثالثة (العلاج باللعب) والمجموعة الرابعة (العلاج بالعمل).

(٤) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعتين الاولى والثانية (العلاج السلوكى والعلاج بالتحليل النفسى) من ناحية ومتوسط المجموعتين الثالثة والرابعة (العلاج باللعب والعلاج بالعمل).

ولنفرض ان الباحث بعد ان اجرى تجربته وقام بتحليلاته الاحصائية حصل على المتوسطات الاتية من مقياس للتوافق الشخصى والاجتماعى .

م١	م٢	م٣	م٤
١٧	٢٤	٢٧	١٦

كما انه حصل على متوسط مربعات الخطأ (داخل المجموعات) من تحليل بسيط للتباين (أحادى البعد) هو ٦ر٥ بدرجات حرية (٢٤-٤ = ٢٠) على اساس ان كل مجموعة مؤلفة من ٦ مفحوصين .

ولعلك لاحظت من المثال السابق ان الباحث صاغ فروضه قبل ان يجرى التجربة ويحصل على القيم الاحصائية السابقة .

ولاجراء المقارنات المتضمنة فى الفروض السابقة يلجأ الباحث الى الخطوات الاتيــة :

(١) حساب أوزان (او معاملات) متوسطات العناصر التى تؤلف كل مقارنة من المقارنات المتضمنة فى الفروض السابقة . وتختلف هذه الاوزان حسب هذه العناصر . ففى الفرض الاول مثلا نجد التركيز على بحث الفروق بين متوسط المجموعة الاولى ومتوسط متوسطات المجموعات الثانية والثالثة والرابعة . ومعنى ذلك ان وزن متوسط المجموعة الاولى فى هذه الحالة هو الواحد الصحيح ، اما المجموعات الثلاث الاخرى فتتطلب حساب متوسط متوسطاتها والذى يعنى ان وزن كل منها فى هذه الحالة يعادل $-\frac{1}{3}$ بمقارنته بمتوسط المجموعة الاولى .

اما بالنسبة الى المقارنة المتضمنة فى الفرض الثانى فلعلك تلاحظ ان متوسط المجموعة الاولى غير مطلوب للمقارنة ولذلك فان وزنه فى هذه الحالة يصبح صفرا ، بينما متوسط المجموعة الثانية يقارن بمتوسط متوسطى المجموعتين الثالثة والرابعة ولذلك فان وزن هذين المتوسطين هو $-\frac{1}{2}$ بمقارنته بمتوسط المجموعة الثانية التى اصبح وزنه فى هذه الحالة الواحد الصحيح .

هل تستطيع ان تحسب اوزان العناصر المتضمنة فى الفرضين الثالث والرابع ؟ .

(٢) اعداد جدول بهذه الاوزان . ويوضح الجدول رقم (٧٤) ذلك .

جدول (٧٤) اوزان المتوسطات المتضمنة فى مقارنات
فروض اربعة للتجربة السابقة

الفروض	متوسط المجموعـــات				رمز المقارنـة
	الاولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	
الاول	١	$-\frac{١}{٣}$	$-\frac{١}{٣}$	$-\frac{١}{٣}$	$ق_١$
الثانى	صفر	١	$-\frac{١}{٢}$	$-\frac{١}{٢}$	$ق_٢$
الثالث	صفر	صفر	١	١ -	$ق_٣$
الرابع	$\frac{١}{٢}$	$\frac{١}{٢}$	$-\frac{١}{٢}$	$-\frac{١}{٢}$	$ق_٤$

(٣) تحديد طبيعة المقارنة من حيث الاستقلال (التعامد) او عـــدم الاستقلال (الارتباط)، تأمل المقارنتين الخاصين بالفرضيـــن الاول والثانى واحصل على مجموع حاصل ضربهما على النحو الاتى :

$$\text{مجـ}\ ق_١\ ق_٢ = (١)(٠) + (-\frac{١}{٣})(١) + (-\frac{١}{٣})(-\frac{١}{٢}) + (-\frac{١}{٢})(-\frac{١}{٢})$$

= صفـــر

والحصول على المجموع الصفرى فى هذه الحالة يدل علـــــى استقلال هاتين المقارنتيـــن .

تأمل المقارنتين $ق_٢$ ، $ق_٣$، والمقارنتين $ق_١$ ، $ق_٣$، واحســـب حواصل الضرب فى كل حالة، وسوف تجد انهما مستقلتان ايضا ، حيـــث المجموع فى الحالتين يساوى صفرا .

ولكن تأمل المقارنتين $ق_١$، $ق_٤$، اننا نحصل فى هذه الحالة على المجموع الآتـــى :

$$\text{مج ق}_1\text{ق}_4 = (1)\left(\frac{1}{2}\right) + \left(\frac{-1}{3}\right)\left(\frac{1}{2}\right) + \left(\frac{-1}{3}\right)\left(\frac{-1}{2}\right) + \left(\frac{-1}{3}\right)\left(\frac{-1}{2}\right)$$

$$= \frac{2}{3}$$

وحيث ان مجموع حاصل ضرب هاتين المقارنتين ليس صفرا فانهما ليستا مستقلتين او متعامدتين ، اى أن بينهما تداخل وارتباط .

ولاختبار المقارنة تختلف الطرق المستخدمة حسب طبيعتها من حيث الاستقلال او الارتباط كما سنبين فيما يلى :

(أ) المقارنات القبلية المتعامدة (المستقلة) :

لعلك لاحظت فى المثال السابق ان المقارنات الثلاث الاولى مستقلة او متعامدة . ومن المنطقى بالطبع ان الباحث فى هذه الحالة لن يختبر المقارنة الرابعة منفصلة عن غيرها من المقارنات بسبب اعتمادها على المقارنات الاخرى،فالمعلومات التى سوف يحصل - فى هذه الحالة - من المقارنة الرابعة ستكون زائدة عن الحاجة لانها تعتمد على نتائج المقارنات الثلاث الاولى .

كيف نحصل على القيمة الاحصائية لكل مقارنة من المقارنات المستقلة ؟ يتم ذلك بواسطة ضرب متوسطات المجموعات المتضمنة فى المقارنة فى اوزانها المحددة آنفا،وعلى ذلك فان قيمة المقارنة الاولى للفرض الاول على النحو الاتى :

$$\text{مج ق}_1 = (1)(17) + \left(\frac{-1}{3}\right)(24 + 27 + 16) = -5.3$$

وبعد ذلك نحسب التباين المقدر لهذه المقارنة باستخدام المعادلة الاتيــة :

$$\text{ع}^2_{\text{ق}_1} = \frac{\text{متوسط مربعات الخطأ (داخل المجموعات)}}{\text{عدد افراد المجموعة الواحدة}}(\text{مجموع مربعات اوزان متوسطات المقارنة}) = \frac{6.5}{6}\left((1)^2 + \left(\frac{-1}{2}\right)^2 + \left(\frac{-1}{3}\right)^2 + \left(\frac{-1}{3}\right)^2\right)$$

= ٩٣ر (٣٣ر١) = ٢٤ر١

وعلى اساس الفرض الصفرى يفترض الباحث ان قيمة المقارنة تساوى صفراء وحينئذ يطبق معادلة اختبار (ت) على القيمة المحسوبة للمقارنة على النحو الاتى :

ت = $\frac{- ٣ر٥}{١ر٢٤}$ = - ٤ر٨

وبالكشف عن دلالة (ت) عند درجات حرية = ٢٠ فان هذه القيمة دالة عند مستوى ٠١ر٠ وعلى ذلك يمكن رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل ، ومعنى ذلك ان متوسط المجموعة الاولى يختلف جوهريا عن متوسط متوسطات المجموعات الثانية والثالثة والرابعة •

تدريب :

اختبر دلالة المقارنة المتضمنة فى كل من الفرض الثانى والفرض الثالث فى المثال السابق (لمراجعة حلك نذكر لك ان (ت) للمقارنة المتضمنة فى الفرض الاول = ١١ر٢ والفرض الثانى = ٠٤ر٨)

(ب) المقارنات القبلية المرتبطة (غير المتعامدة) :

فى حالة وجود مقارنة قبلية غير متعامدة (مرتبطة) كما هو الحال فى الفرض الرابع فى مثالنا السابق فان الطريقة المناسبة لاختبار دلالة الفروق فى مثل هذه المقارنة هو اختبار دَنّ Dunn وفيه تحسب (ت) بنفس المعادلة السابقة • والفرق الجوهرى هو قيمة (ت) الجدولية ولذلك سوف نشير الى قيمتها فى هذه الحالة بالرمز (ت د) • ولكى نوضح طريقة حسابها نذكر الخطوات الاتية :

(١) تحديد مستوى الدلالة المطلوب وليكن ٠٥ر٠
(٢) تحديد عدد الاقسام التى تنقسم اليها مسافة عدم اليقين ، ففى حالة الاختبار ذى الطرفين تنقسم هذه المسافة على ٢ •

(٣) تحديد عدد المعالجات التى تعد مجموعات المقارنـــة جزءا منها وهى هنا ٤ .

(٤) تحديد درجات الحرية المحسوبة لمتوسط مربعات الخطـأ فى تحليل التباين الاصلى وهى فى مثالنا ـ ٢ .

وعلى ذلك فلاختبار المقارنة فى الفرض الرابع السابق يكـون مستوى (ت د) كما يلى :

$$\frac{\left(\frac{٠٥ر٠}{٢}\right)}{٤} = ٠٠٦٢٥ر٠$$

تـدريب :

احسب قيمة ق٤ فى المثال السابق واختبر دلالتها باستخـدام اختبار دُنْ (ت د)،علـما بان قيمة (ت) عند مستوى ٠٠٦ر٠ ودرجـات حرية ٢٠ يساوى ٨٤٠ ر٢ .

اختبار دانيت :

كثيرا ما يحدث فى البحوث التجريبية ان يحتاج الباحث الـى المقارنة بين متوسط مجموعة ضابطة ومتوسطات عدة مجموعات تجريبية وقد استطاع دانيت Dunnett ان يطور طريقة للمقارنات المتعـددة تصلح لهذا الفرض . وبالطبع فان المقارنات فى هذه الحالة تكون مـن النوع المرتبط (غير المتعامد) .

وفى هذه الطريقة تحسب (ت) مرة اخرى بنفس المعادلة التـى اشرنا اليها من قبل . والفرق مرة اخرى فى تحديد قيمة (ت) الجدوليـة المناظرة لاختبار دانيت . والمثال التالى يوضح استخدام هذه الطريقـة .

مثـــال :

قام احد الباحثين بدراسة تجريبية لتحديد فعالية اربـــع طرق للتعلم، فعرض ٤ مجموعات لمعالجات مختلفة ولم تتعرض المجموعة الخامسة لاى معالجة (مجموعة ضابطة) وحصل على المتوسطات الاتيـــة للمجموعات الاربع فى اختبار تحصيلى :

المجموعة الضابطـــة	$م_١$	=	٣٦ر٧
مجموعة التعلم بالتلقـى	$م_٢$	=	٤٨ر٧
مجموعة التعلم بالاكتشـاف	$م_٣$	=	٤٣ر٤
مجموعة التعلم الذاتى الموجه	$م_٤$	=	٤٧ر٢
مجموعة التعلم الذاتى غير الموجه	$م_٥$	=	٤٠ر٣

وحين طبق اسلوب تحليل التباين البسيط حصل على متوســـط مربعات للخطأ ($ع^{٢}_{خ}$)= ٢٨ر٨ علما بان عدد المفحوصين فى كل مجموعة اى ن = ١٠ •

ولحساب قيمة ت باستخدام اختبار دانيت ورمزها (ت د̅)للمقارنـة بين المجموعة الضابطة وكل مجموعة من المجموعات التجريبية الاخـرى فاننا نحدد اولا مستوى الدلالة المختار وليكن ١٠ر٠ كما يلى :

$\frac{١٠ر٠}{٢}$ فى حالة الطرفين او ١٠ر٠ فى حالة الطرف الواحد •

ثم نقسم المقدار على عدد المجموعات (وهى فى مثالنا ٥) ثم نحدد قيمتها الجدولية عند درجات الحرية (وهى فى مثالنا ٤٥)•

وهكذا تصبح (ت د̅) فى مثالنا لاختبار ذى طرفين كما يلى :

ت د̅ = ١٠٠ر٠ والقيمة الجدولية المناظرة لها فى جـــدول (ت) المعتاد هـى ٣ر١٦٧ •

ولتحديد النسبة الحرجة فى هذه الحالة التى يجب ان يصل اليها الفرق بين المتوسطين او يتجاوزها نطبق المعادلة الاتية :

$$ن ح ق = ت_{د} \sqrt{\frac{٢ (ع^{٢}_{ع})}{ن}}$$

$$= ٣ر٦٢ \times \sqrt{\frac{٢ \times ٨ر٢٨}{١٠}} = ٧ر٦٠$$

وهو المقدار الذى سوف تتم فى ضوئه المقارنة بين الفروق المختلفة بين المتوسطات .

ولكى تتم هذه المقارنة بطريقة ميسرة يجب على الباحث ان يعيد ترتيب متوسطاته تصاعديا حسبما هو موضح فى الجدول الاتى (جدول رقم ٧٥).

جدول (٧٥) ترتيب المتوسطات تصاعديا للمقارنة بين فروقها

	$م_{١}$	$م_{٥}$	$م_{٣}$	$م_{٤}$	$م_{٢}$
$م_{١}$ =٣٦ر٧	—	٣ر٦	٦ر٧	١٠ر٥	١٢ر٠
$م_{٥}$ =٤٠ر٣		—	٣ر١	٦ر٩	٨ر٤
$م_{٣}$ =٤٣ر٤			—	٣ر٨	٥ر٣
$م_{٤}$ =٤٧ر٢				—	١ر٥
$م_{٢}$ =٤٨ر٧					—

ومن هذا الجدول يتضح ان الفرق بين متوسط المجموعة الضابطة ($م_{١}$) ومتوسطات المجموعات التجريبية الاخرى وصل الى القيمة الحرجة المحسوبة السابقة (وهى ٧ر٦٠) فى حالتين فقط هما الفرق بين

($م_1 - م_2$) ومقداره ٢ر١ ، والفرق بين ($م_1 - م_4$) ومقـــداره ٠ر١٠ وبالتالى فان الفرض الصفرى بالنسبة لهاتين المقارنتين يمكن رفضه اما بالنسبة للمقارنتين الاخريين ($م_1 - م_3$)، ($م_1 - م_5$) فيمكـــن قبوله بسبب عدم دلالة هذين الفرقيـــن .

ثانيا ـ المقـــارنات البعـــدية :

تصمم بعض التجارب لمجرد تحديد إن كانت توجد اية آثار مـــن اى نوع للمعالجات المتضمنة فى التجربة . ولهذا عندما يؤدى تحليـــل التباين الى رفض الفرض الصفرى الكلى فان الباحث يتوجه باهتمامـــه الى استطلاع النتائج التى حصل عليها لمعرفة مصدر التأثير وموضـــع الدلالة . وتتوافر فى الوقت الحاضر عدة طرق للمقارنات الثنائيـــة بين المتوسطات ، كما ان احدها (وهو اختبار شيفيه) يمكـــــن ان يستخدم فى تقويم جميع المقارنات بين المتوسطات فى وقت واحـــد . ونعرض فيما يلى لبعض هذه الطرق .

اختبار أدنى فرق دال لفيشـــر :

يعتبر اختبار ادنى فرق دال Least Significant Difference Test الذى اقترحه فيشر عام ١٩٤٩ أول الطرق الاحصائيـــة لاختبار الفروق بين المقارنات الثنائية ، وهو يتلو مباشرة الحصـــول على (ف) دالة من تحليل التباين ، اما اذا لم تكن دالة فان الباحث لا يكون فى حاجة الى استخدام هذا الاختبار بالطبع .

ويحسب أدنى فرق دال (واختصاره بالانجليزية LSD وبالعربيـــة (أ ف د) بالمعادلة الاتيـــة :

$$أ\ ف\ د = ت \sqrt{\frac{٢ \times ع_ع^٢}{ن}}$$

حيث ان :

ت = قيمة ت الجدولية عند مستوى الدلالة المختار (وليكن ٠١ ر) مقسوما على (٢) فى حالة اختبار الطرفين وعند درجات الحرية المحددة فى البحث

$ع_خ^٢$ = متوسط مربعات الخطأ (او التباين داخل المجموعات).

ن = عدد الافراد فى المجموعة الواحدة (بافتراض تساوى عدد الحالات فى جميع المجموعات) .

فاذا زادت القيمة المحسوبة للفرق بين متوسطين ($م_س - م_ص$) عن المقدار المحسوب بمعادلة (أ ف د) فان الفرق فى هذه الحالة يعد دالا ويرفض عندئذ الفرض الصفرى .

اختبار توكى :

هذه الطريقة اقترحها توكى Tukey عام ١٩٥٣ وتسمى احيانا طريقة الفرق الدال دلالة كلية او الفرق الدال دلالة امينة ويعتمد هذا الاختبار على ما يسمى مدى احصاءة (ت) Studentized Range وهو من ابتكار وليم سيلى جوست مبتكر جداول (ت) الاصلية

ويحسب مدى احصاءة (ت) بالمعادلة الاتية :

$$أ = \frac{س_ى - س_د}{\sqrt{\frac{ع_خ^٢}{ن}}}$$

حيث أ = مدى احصاءة ت

$س_ى$ = اكبر متوسط محسوب للمعالجات المختلفة

$س_د$ = ادنى متوسط محسوب للمعالجات المختلفة

$ع_{خ}^{2}$ = متوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات).

ويمكن حساب الفرق الحرج الذى يجب ان تتجاوزه الفروق بين المتوسطات حتى يمكن اعتبار الفرق دالا بالمعادلة الاتية :

$$ف ح = أ \times \sqrt{\frac{ع_{خ}^{2}}{ن}}$$

حيث ان :

أ = مدى احصاءة ت عند مستوى الدلالة المختار (وليكن ١٠ر٠). عند درجات الحرية الخاصة بتباين الخطأ .

$ع_{خ}^{2}$ ، ن يدلان على ما دللنا عليه سابقا .

ولتوضيح ذلك نعطى المثال الاتى :

مثـــال :

نفرض ان احد الباحثين حصل على المتوسطات الاتية لخمس مجموعات ذات اعداد متساوية ن = ٦

$م_1$	$م_2$	$م_3$	$م_4$	$م_5$
٥٦ر١٢	٥٤ر٩	٠٠ر٢	٤٥ر٦	٣٢ر٨

وبعد اجراء تحليل التباين البسيط حصل على (ف) دالة عند مستوى ١٠ر٠ علما بان متوسط مربعات الاخطاء (داخل المجموعات) = ٥٠ر١٠.

ولكى يختبر الباحث موضع الدلالة بعديا قام بترتيب المتوسطات تصاعديا ابتداء من $م_3$ = ٠٠ر٢ وحتى $م_1$ = ٥٦ر١٢ فاصبح ترتيب المتوسطات $م_3$ ، $م_4$ ، $م_5$ ، $م_2$ ، $م_1$. ثم حسب الفرق بين كل متوسط وغيره من المتوسطات الاخرى .

وبقسمة هذه الفروق على مقدار $\sqrt{\frac{ع^{٢}_{خ}}{ن}} = \sqrt{\frac{١٠ر٥٠}{٦}} = ١ر٣٢٤$

نحصل على مدى فروق (ت) لكل منها وهو المدى الذى يرمز له بالرمز (أ) والمبين فى الجدول رقم (٧٦) ٠

جدول (٧٦) مدى (ت) لكل فرق بين متوسطين

	م٣	م٤	م٥	م٢	م١
م٣	–	٢ر٦١	٤ر٠٢	٤ر٩٢	٧ر٢٢
م٤		—	١ر٤١	٢ر٣٣	٤ر٦١
م٥			—	٩٢ر	٣ر٢٠
م٢				—	٢ر٢٨
م١					—

وقد أعد جدول خاص لاختبار دلالة مدى (ت) لتحديد القيم الحرجة للقيمة (أ) عند عدد معين من المتوسطات التى تتم المقارنة بينهما وعند درجات حرية معينة خاصة بتباين الخطأ فى تحليل التباين الأصلى ، ويمكن الرجوع الى هذا الجدول فى الملحق رقم (٩) ٠

ومن هذا الجدول يتضح لنا أن قيمة مدى (ت) عند مستوى ٠٥ر وعند ٥ معالجات ودرجات حرية ٢٥ تساوى = ٤ر١٦ وتعد هذه القيمة هى القيمة المعيارية تقارن بها الفروق المختلفة بين المتوسطات ٠ ومن الجدول (٧٦) نلاحظ أن أكبر قيمة وهى ٧ر٢٢ تتضمن المقارنة بين م٣، م١ وهى قيمة تزيد على القيمة الحرجة وتدل على فرق دال بالطبع.

وعند النظر الى القيمة الأقل من ذلك فى نفس السطر (السطر الأول) نجدها الدالة على الفرق بين م٣، م٢ ومقدارها ٤ر٩٢ وبمقارنتها بمدى (ت) عند مستوى ٠٥ر أيضا وعند عدد٣ معالجات ٤ ونفس درجات الحرية

(٢٥) نجدها تبلغ ٣٫٨٩ كقيمة حرجة ، وكما تلاحظ فان القيمة المحسوبة (٤٫٩٢) تزيد على هذه القيمة الحرجة وبالتالى فهى دالة أيضا • وتقارن القيمة التالية فى الصفر ومقدارها ٤٫٠٢ ($م_٣ - م_٥$) بالقيمة الحرجة عند عدد من المعالجات مقداره (٣) والبالغة (٣٫٥٢) نجد أن الفرق أيضا دال • أما القيمة التالية والأخيرة ($م_٣ - م_٢$) والتى تبلغ ٢٫٦١ فهى أقل من القيمة الحرجة عند عدد من المعالجات مقداره (٢) والبالغة ٢٫٩١ •

وعندما ننتقل للسطر التالى نجد أن القيمة ٤٫٦١ أعلى من القيمة الحرجة عند ٤ معالجات (أى ٣٫٨٩) وبالتالى فهى دالة • أما القيمة التالية (٢٫٣٣) فهى غير دالة (عند ٣ معالجات بالطبع) وعندئذ تتوقف المقارنات فى هذا السطر •

واذا انتقلنا الى السطر الثالث نجد أن القيمتين فيه غير دالتين ، وبالمثل القيمة المتضمنة فى السطر الرابع والأخير •

وهكذا يستنتج هذا الباحث أن الفروق ($م_٣ - م_١$) ، ($م_٣ - م_٢$) ($م_٣ - م_٤$) ، ($م_٤ - م_١$) دالة عند مستوى ٠٫٠٥ وبذلك ترفض الفروض الصفرية لهذه الفروق • ولذلك لاحظت أن الاجراء السابق يتوقف تماما عند أول بادرة لعدم دلالة الفروق بسبب الترتيب التصاعدى للفروق المتوسطات •

اختبار شيفيه :

اقترح شيفيه Scheffé فى عام ١٩٥٣ طريقة تنسب اليه تصلح لاجراء أى مقارنات وتصلح أيضا لجميع المقارنات التى يهتم بها الباحث بين أى عدد من المتوسطات بعد أن يجرى تحليل التباين الأصلى لبياناته ودون أن يكون لديه توقع قبلى بالنتائج من خلال تصميم مقارنات منظمة قبل البدء فى التجربة والحصول على البيانات أى أنها طريقة للمقارنات البعدية •

وتتحدد القيمة الحرجة التى يجب أن تتجاوزها قيمة الفرق المحسوب بين المتوسطين بالمعادلة الآتيه

$$\text{ف ح} = \sqrt{(\text{ك} - 1)\ \text{ف}} \times \sqrt{\text{ع}^2_{\text{خ}} \times \left[\frac{(\text{و}_1)^2}{\text{ن}} + \frac{(\text{و}_2)^2}{\text{ن}} \right]}$$

حيث أن

ف ح = الفرق الحرج

ك = عدد المتوسطات الكلية فى التجربة

ف = قيمة ف عند درجات حرية = ك − ١ من ناحية ودرجات حرية تباين الخطأ من ناحيه أخرى .

$\text{ع}^2_{\text{خ}}$ = تباين الخطأ

و = وزن المتوسط

ن = عدد الأفراد فى المجموعة وبافتراض تساوى الأعداد فى جميع المجموعات .

مثال :

أجرى باحث تجربة على ٥ مجموعات تعرضت لمعالجات مختلفة فحصل على المتوسطات المبينة فى الجدول (٧٥) . وللحصول على الفرق الحرج (ف ح) من بيانات هذا الجدول نطبق المعادلة السابقة فتصبح كمايلى :

$$\text{ف ح} = \sqrt{(\text{٥} - \text{١})\ \text{٣ر٧٧}} \times \sqrt{\text{٢٨ر٨} \times \left[\frac{(\text{١})^2}{\text{١٠}} + \frac{(-\text{١})^2}{\text{١٠}} \right]}$$

= ٣ر٨٨٢ × ٢ر٤٠٠ = ٩ر٣٢

ولعلك لاحظت أن قيمة الفرق الحرج باستخدام اختبار توكى بلغ ٨ر٣٠ ، وعلى ذلك فلو أراد الباحث أن يجرى مقارنات ثنائية فقط فان اختبار توكى هو الأكثر صلاحية وليس شيفيه . ولعل ميزة اختبار شيفيه أنه يصلح فى تقويم جميع المقارنات الممكنة ، وعلى هذا لابد من دفع بعض الثمن ، وهو هنا ارتفاع القيمة الحرجة .

ولكى نوضح امكانات استخدام اختبار شيفيه نعرض فيمايلـــى جميع المقارنات الممكنة بين ٣ معالجات فقط.

١ ، ٢   ١ ، ٣   ٢ ، ٣

١ ، ٢ + ٣   ٢ ، ١ + ٣   ٣ ، ١ + ٢

وبالطبع يزداد عدد المقارنات زياده كبيرة مع زيادة عـــدد المعالجات ، فحين تصبح هذه المعالجات أربعاًمثلا يكون عدد المقارنات كمايلـى:

١ ، ٢   ١ ، ٣   ١ ، ٤   ٢ ، ٣   ٢ ، ٤   ٣ ، ٤

١ ، ٣+٢   ١ ، ٤+٢   ١ ، ٤+٣

٢ ، ٣+١   ٢ ، ٤+١   ٢ ، ٤+٣

٣ ، ٢+١   ٣ ، ٤+١   ٣ ، ٤+٢

٤ ، ٢+١   ٤ ، ٣+١   ٤ ، ٣+٢

١+٢ ، ٣+٤   ١+٣ ، ٢+٤   ١+٤ ، ٢+٣

١+٢ ، ٣+٤   ٢، ١ + ٣+٤   ٣، ١+٢+٤   ٤، ١+٢+٣

اختبار دنكان :

اقترح دنكان فى عام ١٩٥٥ اختباراً للمقارنات الثنائيـــة البعدية يسمى اختبار المدى المتعدد multiple range والخطـوة الأولى فى اجراء هذا الاختبار ترتيب المتوسطات (بعد الحصول علـى ف دالة من تحليل التباين الكلى بالطبع) حسب المقدار فى مصفوفـــة (كما هو مبين فى الجدول رقم (٧٧) ثم حساب الفروق بين كـــل متوسطين فى خانات المصفوفة . وبعد ذلك يحسب الباحث أيضا الخطـــأ المعيارى للمتوسط الواحد بالمعادلة الآتيه

$$ع_م = \frac{ع_خ}{\sqrt{ن}}$$

حيث أن

$ع_م$ = الخطأ المعيارى للمتوسط الواحد فى المقارنات المتعددة

$ع_خ$ = الجذر التربيعى لمتوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعـــات)

ن = عدد أفراد المجموعة الواحدة (بافتراض تساوى عدد المجموعات)

ولكى نوضح استخدام هذه الطريقة نعطى المثال الآتى:

مثـــال :

نفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربته على ٨ مجموعات (باستخدام ٨ معالجات) فى تصميم عامل بسيط ، وكان عدد الأفراد لكل مجموعة ٤ . وحين أجرى تحليل التباين البسيط حصل على ف دالة وكان متوسط المربعات داخل المجموعات (تباين الخطأ) = ٣٦ (هذا المثال عن Edwards, 1968)

الخطوة الأولى لاجراء المقارنات الثنائية البعدية هى اعداد جدول بالفروق بين المتوسطات مرتبة ترتيبا تصاعديا من الأدنى الى الأعلى على النحو المبين فى الجدول رقم (٧٧)

جدول رقم (٧٧) فروق المتوسطات مرتبة تصاعديا

المعالجة	المتوسط	(ب) ٤١ر٧	(جـ) ٥٥ر٦	(د) ٥٦ر٤	(هـ) ٦٠ر١	(و) ٦٦ر٣	(ز) ٧٠ر٣	(ح) ٧٧ر—	ق
(أ)	٢٤ر٧	١٧ر٠	٣٠ر٩	٣١ر٧	٣٥ر٤	٤١ر٦	٤٥ر٦	٥٢ر٣	ق٢= ١١ر٨٨
(ب)	٤١ر٧		١٢ر٩	١٤ر٧	١٨ر٤	٢٤ر٦	٢٨ر٦	٣٥ر٣	ق٣= ١٢ر٣٩
(جـ)	٥٥ر٦			٨ر	٤ر٥	١٠ر٧	١٤ر٧	٢١ر٤	ق٤= ١٢ر٧٢
(د)	٥٦ر٤				٣ر٧	٩ر٩	١٣ر٩	٢٠ر٦	ق٥= ١٢ر٩٦
(هـ)	٦٠ر١					٦ر٢	١٠ر٢	١٦ر٩	ق٦= ١٣ر١٧
(و)	٦٦ر٣						٤ر٠	١٠ر٧	ق٧= ١٣ر٣٢
(ز)	٧٠ر٣							٦ر٧	ق٨= ١٣ر٤٤

والخطوة الثانية هى حساب الخطأ المعيارى لمتوسط بالمعادلة السابقة على النحو الآتى

$$ع_م = \frac{٦}{\sqrt{٤}} = ٣$$

أما الخطوة الثالثة فهى تحديد أقصى مدى دال لكل سطر من السطور المتضمنة فى الجدول السابق . وقد أعد دنكان جداول احصائية لهذا الغرض (راجع الملحق ١٠) .

نفرض أننا اخذنا مستوى الدلالة ٠١ر فاننا نستخدم الجدول الخاص بذلك عند درجات حرية متوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات) وهو فى مثالنا ٢٤ لعدد من المعالجات مقداره (٨) ومن هذا الجدول نجد أن قيم المدى الدال لعدد من المعالجات المختلفة لدرجات حرية مقدارها ٢٤ هى كمايلى:

عدد المعالجات	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
قيم المدى	٩٦ر٣	١٣ر٤	٢٤ر٤	٣٢ر٤	٣٩ر٤	٤٤ر٤	٤٨ر٤

أما الخطوة الأخيرة فهى الحصول على أقصر مدى دال
Shortest Significant range

ويمكن الحصول عليه بضرب كل مدى دال جدولى فى الخطأ المعيارى للمتوسط . وهكذا يمكن حساب أقصر مدى دال لكل سطر من سطور الجدول (٧٧) على النحو الآتى :

(١) السطر الأول والمتضمن أقل متوسط يقارن به المتوسطات الأخرى.ويرمز لأقصر مدى دال فيه بالرمز($ق_٢$)

حيث يضرب الخطأ المعيارى للمتوسط ومقداره (٣) فى قيمة المدى الجدولية عند عدد معالجات مقدارة (٢) وهى ٩٦ر٣ فنحصل على (٨٨ر١١) .

(٢) السطر الثانى ورمزه ($ق_٣$) حيث يضرب الخطأ المعيارى للمتوسط فى قيمة المدى الجدوليه عندعدد معالجات (٣)

وهى ١٣ر٤ فنحصل على أقصر مدى دال مقداره (٣٩ر١٢) .

(٣) وهكذا نستمر فى التعامل مع السطور بالتتابع السابق حتى نصل الى السطر الأخير فيكون أقصر مدى دال له هو ٤٤ر١٣ وهو ناتج عن حاصل ضرب ٣ (الخطأ المعيارى للمتوسط) فى ٤٨ر٤ (وهى قيمة المدى الجدولية لعدد من المعالجات مقداره (٨) وقد سجلنا قيم أقصى مدى دال فى العمود الأخير من الجدول (٧٧) .

كيف نختبر الدلالة فى هذه الحالة ؟

طالما أننا رتبنا المتوسطات تصاعديا حيث متوسط المجموعة (أ) هو الأصغر ومتوسط المجموعة (ح) هو الأكبر فاننا نبدأ باختبار دلالة الفروق للعمود (ح) ثم العمود (ز) وهكذا حتى نصل أخيرا الى العمود (ب) .

ويعد كل فرق فى الجدول (٧٧) دالا اذا زاد على أقصر مدى دال يناظره فى العمود الأيسر الأخير (ق) .

وحيث أن (ح – أ) هو مدى المتوسطات الثمانية فان الفرق يجب أن يزيد على $ق_{٨}$ = ٤٤ر١٣ وهو أقصر مدى دال للمتوسطات الثمانية وحيث أن (ح – ب) هو مدى ٧ متوسطات فيجب أن يزيد على $ق_{٧}$ = ٣٢ ر١٣ وهو أقصر مدى دال لسبع متوسطات ، وهكذا . وحين نصل الى (ح – و) نجد أن الفرق ٧ر١٠ لايزيد على $ق_{٣}$ = ٣٩ر١٢ وبالتالى فان هذا الفرق ليس دالا وبالتالى لن نجرى أى مقارنات بين و ، ز ، ح وتعتبر الفروق بين متوسطات هذه المعالجات الثلاث غير دالة احصائيا ، كما تعد هذه المعالجات فئة فرعية فى هذه الحالة .

وباستخدام الطريقة السابقة سوف نجد مايأتى بالنسبة لباقى المقارنات فى العمود (ز) .

(١) الفرق (ز – هـ) = ٢ر١٠ هو مدى ٣ متوسطات ولايزيد عن $ق_{٣}$ = ٣٩ر١٢ وبالتالى فان الفروق بين متوسطات هـ ، و ، ز ليس دالة احصائيا وتعد فئة فرعية من المعالجات .

(٢) فى العمود (و) نجد أن الفرق (و – أ) = ٦ ر٤١ وهو مدى ٦ متوسطات وهو يزيد على $ق_{٦}$ = ١٧ر١٣ ، (و – ب) = ٦ر٢٤ وهو مدى ٥ متوسطات ويزيد على $ق_{٥}$ = ٩٦ ر ١٢ ، الآن (و – جـ) = ٧ر١٠ وهو مدى ٤ متوسطات ولكنه لايزيد على $ق_{٤}$ = ٧٢ر١٢ وبالتالى فان هذا الفرق يعد فى هذه الحاله غير دال ، وحينئذ لانجرى اختبارات تاليه للمعالجات جـ ، د ، هـ ، و والتى تؤلف فى هذه الحالة فئة فرعية من المعالجات .

(٣) الاختبار الأخير الذى نجريه هو أ – ب = ٠ر١٧، ولأن هذا الفرق يفوق $ق_{٢}$ = ٨٨ر١١ فهو دال . ويمكن تلخيص نتائج التحليل السابق فى الشكل الآتى وفيه تمثل الخطوط المجموعات الفرعية للمعالجات التى لم تظهر فروق داله . أما المتوسطين ليس تحتهما خط فان الفرق بينهما دال .

أ ب جـ د هـ و ز ح

ويجب أن ننبه الى أن الباحث ليس فى حاجة الى حساب جميع الفروق بين المتوسطات على النحو الذى جاء فى الجدول (٧٧) . فمثلا حالمايجد الباحث أن الفرق (ح – و) غير دال فان (ح – ز)، (ز-و) لن يختبرا .

الفصل الخامس عشر

تحليل الانحدار المتعدد

أشرنا فى الفصل التاسع الى ان معامل الارتباط يمكن استخدامه فى التنبوء بدرجة المفحوص فى متغير غير معلوم من معرفتنا بدرجته فى متغير معلوم، وهذه القيمة التنبؤية او التقديرية تتحدد بمعادلة تسمى معادلة الانحدار regression equation

ولكى نوضح طبيعة المعادلة الانحدارية نذكر انها عبارة عن درجة معيارية فى الصورة الاتية :

$$\bar{ذ}_{1} = ر_{21} \times ذ_{2}$$

حيث ان

$\bar{ذ}_{1}$ = الدرجة المعيارية المقدرة او المتنبأ بها فى المتغير (١) المجهول .

$ذ_{2}$ = الدرجة المعيارية فى المتغير (٢) المعلوم .

$ر_{21}$ = لعامل الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢

لنفرض ان $ذ_{2}$ = ١ر٣ وأن $ر_{21}$ = ٧٥ر٠ فان افضل تقدير للدرجة المعيارية لهذا المفحوص فى المتغير (١) هو

$$\bar{ذ}_{1} = ٠ر٧٥ \times ١ر٣ = ٠ر٩٧٥$$

ومعنى ذلك ان هذا المفحوص أعلى من المتوسط بمقدار ٩٧٥ر من وحدة انحراف معيارى .

الا أننا فى المثال السابق نتعامل مع متغير مستقل (منبىء) واحد ومتغير تابع (محك) واحد ايضا • وفى بعض البحوث قد يتعامل الباحث مع متغير تابع (محك) واحد وعدة متغيرات مستقلة (منبئات) والسؤال فى هذه الحالة يكون كما يلى :

ما هو عدد الدرجات فى المنبئات التى يمكن الربط بينها للتنبوء بالنجاح المدرس ؟ •

لعلك تلاحظ فى هذه الحالة ان معامل الارتباط البسيط كاقتران بين متغيرين فقط لا يصلح ولذلك لابد من حساب معامل الارتباط المتعدد multiple correlation •

معامل الارتباط المتعدد :

يحدد معامل الارتباط المتعدد العلاقة بين متغير واحد (هو المتغير التابع او المحك) ومتغيرين مستقلين (منبئين) او اكثر ترتبط فيما بينها باوزان ذات حد امثل • وبالطبع فان الارتباط المتعدد يرتبط بالعلاقات بين المتغيرات المستقلة بعضها ببعض من ناحية وكذلك علاقاتها بالمتغير التابع •

مثال :

نفرض ان احد الباحثين يهدف الى دراسة العلاقة بين النجاح المدرس كما يقاس باحد الاختبارات التحصيلية كمتغير تابع (او محك) ويرمز له بالرمز ($س_١$) من ناحية وعدد من المتغيرات المستقلة المنبئة به وهى :

(أ) اختبار الاستعداد الرياضى ($س_٢$)

(ب) اختبار القياس التمثيلى من بطارية تقيس القدرة الاستدلالية ($س_٣$) •

(جـ) الدرجة الكلية فى امتحان نهاية العام المنصرم ($س_4$) .

(د) ميل الطالب للمادة الدراسية كما يقيسه احد اختبارات الميول ($س_5$) .

وحسب معاملات الارتباط بين المتغيرات الخمسة السابقة وحصل على المصفوفة الارتباطية التالية (جدول ٧٨) (هذه البيانات عن (Guilford & Fruchter, 1978

جدول (٧٨) مصفوفة ارتباط بين ٥ متغيرات

المتغير	$س_1$	$س_2$	$س_3$	$س_4$	$س_5$
$س_1$		٤٦٥ر٠	٥٨٣ر٠	٥٤٦ر٠	٣٦٥ر٠
$س_2$	٤٦٥ر٠		٥٦٢ر٠	٤٠١ر٠	١٩٧ر٠
$س_3$	٥٨٣ر٠	٥٦٢ر٠		٣٩٦ر٠	٢١٥ر٠
$س_4$	٥٤٦ر٠	٤٠١ر٠	٣٩٦ر٠		٣٤٥ر٠
$س_5$	٣٦٥ر٠	١٩٧ر٠	٢١٥ر٠	٣٤٥ر٠	

كيف يحسب معامل الارتباط المتعدد ؟

لتسهيل فهم العمليات الاحصائية المتضمنة فى حساب معامل الارتباط المتعدد نبدأ بابسط نموذج وهو معامل الارتباط بين ثلاثة متغيرات احدها متغير تابع والاخران متغيران مستقلان . وفى الجدول السابق قد يسأل الباحث نفسه ما هى العلاقة بين المتغير التابع ($س_1$) والمتغيرين المستقلين ($س_3$ ، $س_4$). ان ابسط معادلة فى هذه الحالة هى معادلة مربع معامل الارتباط المتعدد كما يلى :

$$\text{ر}^{2}_{\text{٤٣٠١}} = \frac{\text{ر}^{2}_{\text{٣١}} + \text{ر}^{2}_{\text{٤١}} + \left[\text{٢ر}_{\text{٣١}} \times \text{ر}_{\text{٤١}} \times \text{ر}_{\text{٤٣}}\right]}{\text{١} - \text{ر}^{2}_{\text{٤٣}}}$$

وبالطبع فان الجذر التربيعى للمقدر $\text{ر}^{2}_{\text{٤٣٠١}}$ هو معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات الثلاثة ٠

ويحسب مربع معامل الارتباط المتعدد للمثال السابق كما يلى :

$$\text{ر}^{2}_{\text{٤٣٠١}} = \frac{(\text{٥٨٣ر}\cdot)^{2} + (\text{٥٤٦ر}\cdot)^{2} + (\text{٢} \times \text{٥٨٣ر}\cdot \times \text{٥٤٦ر}\cdot \times \text{٣٩٦ر}\cdot)}{\text{١} - (\text{٣٩٦ر}\cdot)^{2}}$$

$$= \text{٤٥٧٦٦ر٠}$$

وبالحصول على الجذر التربيعى للمقدار السابق يكون معامل الارتباط المتعدد مساويا للقيمة ٦٧٧ر٠

معادلة الانحدار المتعـــدد :

حتى يمكننا التنبوء بالدرجة فى المتغير التابع من درجتين او اكثر لمتغيرات مستقلة لابد من حساب معادلة للانحدار المتعدد والتى تتضمن جميع متغيرات البحث ٠ ومن مثالنا السابق يتضح لنا ان معامل الارتباط بين الدرجات المتنبأ بها والدرجات التى حصلنا عليها بالفعل للمتنبئات هو ٦٧٧ر٠ وهذا هو تفسير آخر لمعنى معامل الارتباط المتعدد كما يقول جيلفورد وفرتشتر ٠

ويمكن صياغة معادلة الانحدار المتعدد لمتغيرات ثلاثة على النحو الاتــى :

$$\hat{\text{ص}}_{\text{١}} = \text{أ} + (\text{ب}_{\text{٣٠٢١}} \times \text{س}_{\text{٢}}) + (\text{ب}_{\text{٢٠٣١}} \times \text{س}_{\text{٣}})$$

حيث ان :

$\hat{س}_١$ = الدرجة المتنبا بها من درجات المتغيرات المستقلة .

أ = مقدار ثابت يجب حسابه من بيانات البحث ووظيفة هذا الثابت ان يؤكد أن متوسط قيم ($س_١$) تتطابق مع متوسط قيم ($س_١$) الاصلية .

ب = معامل يفيد فى تحقيق نفس مهمته فى حالة معادلة الانحدار البسيط بالنسبة لمتغيرين،ويعد الوزن فى حده الامثل ويسمى المعامل البائى وسوف نوضح فيما يلى طريقة حسابه .

حساب المعامل البائى :

لا يحصل الباحث على المعامل البائى المشار اليه فى المعادلة السابقة مباشرة من معاملات الارتباط وانما من خلال تحويلات تسمى معاملات بيتا Beta Coefficients وهى عبارة عن معاملات الانحدار الجزئى المعيارية .

ويمكن الحصول على معاملات بيتا بالمعادلة الاتية (للمتغيرات الثلاث السابقة)

$$\beta_{٣١\cdot٤} = \frac{ر_{٣١} - (ر_{٤١} \times ر_{٤٣})}{١ - ر^{٢}_{٤٣}}$$

$$\beta_{٤١\cdot٣} = \frac{ر_{٤١} - (ر_{٣١} \times ر_{٤٣})}{١ - ر^{٢}_{٤٣}}$$

وفى مثالنا السابق يمكن ان نحصل على معاملات بيتا كما يلى:

$$\beta_{٤٠٣١} = \frac{٥٨٣ - (٥٤٦ر \times ٣٩٦ر)}{١ - (٣٩٦ر)^{٢}} = ٤٣٥ر$$

$$\beta_{٣٠٤١} = \frac{٥٤٦ - (٥٨٣ر \times ٣٩٦ر)}{١ - (٣٩٦ر)^{٢}} = ٣٧٤ر$$

وبعدئذ يمكن الحصول على المعاملات الباقية بالمعادلة الآتيه :

$$ب_{٤٠٣١} = \frac{ع_{١}}{ع_{٢}} \times \beta_{٤٠٣١}$$

$$ب_{٣٠٤١} = \frac{ع_{١}}{ع_{٢}} \times \beta_{٣٠٤١}$$

حيث يدل الرمز $ع_{١}$ ، $ع_{٢}$ ، $ع_{٣}$ ، على الانحرافات المعيارية للمتغيرات الثلاثة . نفرض أن هذه القيم كانت كما يلى ١ر٩ ، ٠ر١٧ ، ٤ر١٩ على التوالى . إننا حينئذ يمكن أن نعوض فى المعادلتين السابقتين كما يلى .

$$ب_{٤٠٣١} = \frac{١ر٩}{١٧} \times ٤٣٥ر = ٢٢٣ر$$

$$ب_{٣٠٤١} = \frac{١ر٩}{١٩ر٤} \times ٣٧٤ر = ١٧٥ر$$

حساب المقدار الثابت (أ) :

كيف يحسب المقدار الثابت (أ) حتى نحصل على جميع القيم المتضمنه فى معادلة الانحدار المتعدد ؟

يمكن تقدير قيمة هذا المقدار من الاعتماد على متوسطات المتغيرات الثلاثة (كبدائل للقيم س) جميعا فى المثال السابق .

لنفرض أن هذه المتوسطات كما يلى :

$م_{١} = ٨ر٧٣$

$م_{٣} = ٤٩ر٥$

$م_{٤} = ٦١ر١$

فاذا عوضنا بهذه القيم عن الرموز الوارده فى المعادله الأساسية للأنحدار المتعدد وهى :

$$\bar{س}_{١} = أ + (ب_{١٣.٤} \times س_{٣}) + (ب_{١٤.٣} \times س_{٤})$$

فان (أ) تصبح كما يلى :

$$أ = \bar{س}_{١} - (ب_{١٣.٤} \times س_{٣}) + (ب_{١٤.٣} \times س_{٤})$$

$$= ٧٣ر٨ = (ر٢٣٣ \times ٤٩ر٥) + (ر١٧٥ \times ٦١ر١) = ٥١ر٥٨$$

الصيغة النهائية لمعادلة الانحدار المتعدد :

يمكن التعبير عن الصيغة النهائية لمعادلة الانحدار المتعدد فى هذه الحالة على النحو الآتى :

$$\bar{س}_{١} = ٥١ر٥٨ + ر٢٣٣ س_{٣} + ر١٧٥ س_{٤}$$

ومعنى ذلك أنه مع كل زياده فى المتغير $س_{٣}$ بما يعادل وحده كامله فان المتغير $س_{١}$ يزيد بمقدار ر٢٣٣ من الوحده ، ولكل زياده تساوى وحده كاملة فى المتغير $س_{٤}$ أيضا مايعادل ر١٧٥ من المتغير $س_{١}$

ولتطبيق هذه المعادلة على حالة مفحوص بذاته حصل فى المتغير $س_{٣}$ على الدرجة ٢٠ وفى المتغير $س_{٤}$ على الدرجة ٣٥ فاننا نستطيع أن نتنبأ بدرجته فى المتغير $س_{١}$ كما يلى :

$$\bar{س}_{١} = ٥١ر٥٨ + ٤ر٦٦ + ٦ر١٢٥ = ٦٢ر٣٦٥$$

حساب معامل الارتباط المتعدد لأكثر من ثلاثة متغيرات :

اذا كان لدينا أكثر من ثلاثه متغيرات فان مشكلة الانحدار المتعدد تصبح أكثر تعقيدا وتحتاج الى جهد طويل ، وقد يسرت برامج الحاسوب المتوافرة فى الوقت الحاضر على الباحثين الجهد والوقت فى حساب معاملات الارتباط المتعدده والتحليلات الانحدارية .فى هذه الحالة. الا أن ممايؤسف له أن معظم الباحثين يأخذون هذه الأمور الاحصائيـــة

الجيدة مأخذ التساهل والاهمال ، وقد يملأون صفحات بحوثهم بالجداول الاحصائية من هذا القبيل دون أن يدركوا مغزاها الصحيح .

وفى رأينا أن الباحث لابد أن يتدرب بالطريقة الكلاسيكية على تناول المسائل الاحصائية المعقدة حتى يدرك معناها بالنسبة لبحثه ويفهم طبيعتها الأساسية .

والطريقة الشائعة لحساب معامل الارتباط المتعدد واجراء التحليل الانحدارى المتعدد أيضا لأكثر من ثلاثة متغيرات تسمى طريقة دوليتل Doolittle ، وهى واحده من طرق كثيرة تتعامل مع المعادلات المتآنية . وسوف نطبق هذه الطريقة على جميع البيانات الواردة فى الجدول رقم (٧٨) الذى يتضمن ٥ متغيرات أحدها (س١) متغيرناتج والمتغيرات الأربعة الأخرى من نوع المتغيرات المستقلة .

وتسير الطريقة فى خطوات منتظمة ولذلك تسمى طريقة تحليل الانحدار المنتظم Step-wise regression annlysis.
على النحو الآتى :

أولا - نضع فى العامود الأول معاملات الارتباط بين المتغير س١ وباقى المتغيرات ، وهذه المعاملات نحصل عليها مباشرة من الجدول (٧٨)
وقد وضعنا فى العامود (س١) الواحد الصحيح لأن الخانات القطرية فى هذا الجدول يجب أن تملأ ، وتتطلب طريقة دوليتل استخدام الواحد الصحيح .

ثانيا - نجمع القيم العددية فى السطر (أ) ونسجل المجموع فى العمود الأخير ، وهذا المجموع سوف يفيد فى أغراض المراجعة فيما بعد .

ثالثا - اقسم الأعداد الواردة فى السطر (أ) على المقدار (- ١٠٠٠٠) ويشمل ذلك جميع هذه القيم شاملة المجموع .

رابعا - ضع فى السطر (جـ) معاملات الارتباط المتبقية بين س٢ وباقى المتغيرات ، لاحظ أن معامل الارتباط بين س١ ، س٢ سبق تسجيله فى السطر (أ) وبالتالى يجب ألا يعاد تسجيله فى هذه

الخطوه ، وهذا مانقصده بقولنا (معاملات الارتباط المتبقية) ، وقد وضعنا الواحد الصحيح فى الخانة ($س_٣$) كما قلنا من قبل بالنسبة للمتغير ($س_٣$) .

خامسا ـ اجمع جميع معاملات الارتباط مع المتغير $س_٣$ شاملة معامل الارتباط بين $س_٣$ ، $س_٢$ المسجل فى السطر (أ) والمجموع الذى تحصل عليه فى هذه الحالة هو ٢٫٧٥٦٠

سادسا ـ اضرب القيم الموجودة فى السطر (أ) ابتداء من ($س_٣$) بالمقدار الوارد فى العمود $س_٣$ فى السطر (ب) وهو (ـ ٠٫٥٦٢٠)

سابعا ـ ضع فى السطر (هـ) مجموع جميع الأعداد فى السطر (ج)،(د)

ثامنا ـ السطر (و) يتضمن قسمة جميع الأعداد فى السطر (هـ) بالرقم الوارد فى السطر (هـ) تحت العمود ($س_٣$) مع تغيير الاشارة الجبرية . وهذا الرقم بعد تغيير اشارته هو (ـ ٦٫٨٤٢)

تاسعا ـ فى هذه الخطوة يكون الباحث مستعدا لاجراء أول مراجعة لعملياته الحسابية . فاذا جمع القيم العددية فى السطر (و) دون أن يتضمن ذلك العمود الأخير فى اليسار ، فان هذا المجموع يجب أن يساوى تقريبا (ـ ١٫٨٧٢٠) فى هذا المثال ، وهو المقدار الذى حصلنا عليه من الخطوات التى وصفناها حتى الآن . فاذا وجد الباحث اختلافا جوهريا (أى بمايزيد عن الكسر العشرى الرابع ولذا استخدمنا فى المثال الأعداد الى أقرب رابع خانه عشرية) فمن الواجب فى هذه الحالة مراجعة السطر (هـ) وذلك بجمع قيم هذا السطر دون العمود الأخير الى اليسار . فاذا لم يتطابق المجموع مع القيمة الواردة فى هذا العامود فلابد من وجود خطأ وحينئذ لابد للباحث من اعادة حساباته من جديد .

عاشرا ـ فى السطر (ز) ضع معاملات الارتباط المتبقية مع المتغير ($س_٤$) مع وضع الواحد الصحيح فى خانة $س_٤$ فى هذا السطر .

حادى عشر ـ اجمع جميع معاملات الارتباط مع المتغير ($س_٤$) بنفس الطريقة التى تمت مع المتغير ($س_٣$) وسجل المجموع فى العمود الأخير الى اليسار ٠

ثانى عشر ـ القيم الموجودة فى العمود (ح) هى حاصل ضرب القيم الموجودة فى السطر (أ) فى العدد الموجود فى السطر (ب) تحت العمود $س_٤$ وهذا العدد هو (ـ ٤٠١٠ر) ٠

ثالث عشر ـ القيم الموجودة فى العمود (ط) هى حاصل ضرب الأعداد فى العمود (هـ) فى العدد الموجود فى السطر (و) تحت العمود $س_٤$ وهذا العدد هو (ـ ٢٤٩٢ر)

رابع عشر ـ اجمع افقيا الأعداد فى السطور (ز) ، (ح) ، (ط) وسجل المجاميع فى السطر (ى) ٠

خامس عشر ـ اقسم السطر (ى) على العدد الموجود فى العمود ($س_٤$) مع تغيير اشارته ، وهذا العدد هو (ـ ٧٩٦٧ر) فنحصل على السطر (ك) ٠

سادس عشر ـ راجع عملياتك الحسابية بجمع السطر (ك) دون العمود الأخير الى اليسار ـ فاذا اتفق المجموع مع القيمة الواردة فى هذا العمود د ل ذلك على صحة عملياتك الحسابية ٠

سابع عشر ـ ومابعدها يتبع الباحث نفس الخطوات السابقة لكل سطر من السطور ل ، م ، ن ، س ، ع ، ف ، وتتم المراجعة النهائية بنفس الطريقة السابقة فى العمود (ف) ٠

ويوضح الجدول رقم (٧٩) جميع الخطوات السابقة

وبالطبع اذا كان لدى الباحث عدد أكبر من المتغيرات فانها نعامل بنفس الطريقة السابقة وذلك بتوسيع الجدول السابق بعدد أكبر من الأعمدة والسطور ٠ واذا كان عدد المتغيرات أقل من ذلك كان عدد السطور والأعمدة بالضرورة يكون أقل ولعلك لاحظت أن الجدول مصمم فى صورة مجموعات فرعية من العمليات الاحصائية ، وكل مجموعة تبدأ

بمعاملات ارتباط متغير معين وتنتهى بالقسمة على العدد الذى يؤكد الرقم (- ۱٫۰۰۰۰) باعتباره العدد الأول فى السطر الأخير فى المجموعة . كما لعلك لاحظت أيضا أن العمل منتظم انتظاما شديدا طوال التحليل الاحصائى . فكل متغير يمكن النظر اليه على أنه متغير تابع الا أنه حينئذ يجب أن يكون العمود الدال عليه فى موضع يسبق العمود الأخير فى اليسار . ولهذا السبب وضعنا العمود ($س_1$) فى مثالنا ـ وهو الدال على المتغير التابع ـ كآخر أعمدة المتغيرات فى الترتيب فى الجدول رقم (٧٩) .ولهذا السبب ايضا يسمى تحليل الانحدار تحليل الانحدار المنتظم أو تحليل الانحدار خطوة ـ خطوة Stepwise

حساب معاملات بيتا :

ما تم حتى الآن ليس الا جزءا من طريقة دوليتل، فلابد أن تنتهى هذه الطريقة بالحصول على معاملات بيتا والتى يحصل عليها الباحث بطريقة " العمل الى الوراء " لأنه يعمل فى الاتجاه العكسى للخطوات المتضمنة فى الجدول رقم (٧٩) . وبالطبع فان هذه الخطوات الجديدة يمكن وضعها فى صورة جدول جديد ولكننا ـ اختصارا للوقت ـ سوف نضعها فى صورة المعادلات الأساسية .

(١) يحسب الباحث أولا المعامل ($\beta_{0.1}$) ويمكن الحصول عليه مباشرة من الجدول السابق ، فهو العدد الموجود فى السطر (ف) والعمود ($س_1$) الدال على المتغير التابع بعد تغيير اشارته الجبرية من السالب الى الموجب وعلى ذلك فان قيمة هذا المعامل هى (+ ١٦٠٧ر) ولذلك تسمى هذه القيمة (- ف $س_1$)

(٢) يتطلب حساب معاملات بيتا الأخرى جهدا احصائيا أكبر ولذلك سوف نسير على حسب طريقة (Guilford, 1956) خطوة خطوة على النحو الآتى :

(أ) $\beta_{0.1}$ = (ـ ف ، $س_1$) = + ١٦٠٧ر كما بينا

(ب) $\beta_{4.1}$ = (ـ ك ، $س_1$) + ($\beta_{0.1}$ × ك ، $س_0$)

= ٣٥٠٦ر + (١٦٠٧ × ـ٣٠١٢ر) = + ٣٠٢٢ر

(جـ) $\beta_{3.1}$ = (ـ و، $س_1$) + ($\beta_{0.1}$ × و، $س_0$) + ($\beta_{4.1}$ × و ، $س_4$)

= ٤٧٠٢ر + (١٦٠٧ر × ـ ١٥٢٤ر) + (٣٠٢٢ر × ـ ٢٤٩٣ر)

= + ٣٧٠٣ر

جدول (٧٩) استخدام طريقة دوليتل لحساب معامل الارتباط المتعدد

السطر	المتغيرات					المجموع/المراجعة
	س٢	س٢	س٤	س٥	س١ المراجع	
(أ)	١ر٠٠٠٠	ر٥٦٢٠	ر٤٠١٠	ر١٩٧٠	ر٤٥٦٠	٢ر٦٢٥٠
(ب)	—١ر٠٠٠٠	—ر٥٦٢٠	—ر٤٠١٠	—ر١٩٧٠	—ر٤٥٦٠	—٢ر٦٢٥٠
(جـ)		١ر٠٠٠٠	ر٣٩٦٠	ر٢١٥٠	ر٨٣٠	٢ر٧٥٦٠
(د)		—ر٣١٥٨	—ر٢٢٥٤	—ر١١٠٧	—ر٢٦١٣	—١ر٤٧٥٢
(هـ)		ر٦٨٤٢	ر١٧٠٦	ر١٠٤٣	ر٣٢١٧	١ر٢٨٠٨
(و)		—١ر٠٠٠٠	—ر٢٤٩٣	—ر١٥٢٤	—ر٤٧٠٢	—١ر٨٧٢٠
(ز)			١ر٠٠٠٠	ر٣٤٥٠	ر٤٦٠	٢ر٦٨٨٠
(ح)			—ر١٦٠٨	—ر٠٧٩٠	—ر١٨٦٥	—١ر٠٥٢٦
(ط)			—ر٠٤٢٥	—ر٠٢٦٠	—ر٠٨٠٢	—ر٣١٩٣
(ى)			ر٧٩٦٧	ر٢٤٠٠	ر٢٧٩٣	١ر٣١٦١
(ك)			—١ر٠٠٠٠	—ر٣٠١٢	—ر٣٥٠٦	—١ر٦٥١٩
(ل)				١ر٠٠٠٠	ر٣٦٥٠	٢ر١٢٢٠
(م)				—ر٠٣٨٨	—ر٠٩١٦	—ر١٧١
(ن)				—ر٠١٥٩	—ر٠٤٩٠	—ر١٩٥٢
(س)				—ر٠٧٢٢	—ر٠٨٤١	—ر٢٩٦٤
(ع)				ر٨٧٢٠	ر١٤٠٣	١ر٠١٢٣
(ف)				—١ر٠٠٠٠	—ر١٦٠٧	—١ر١٦٠٧

β_{01} = (ـ ب ، س١) + ($\beta_{5.1}$ × ب ، س٥) + ($\beta_{4.1}$ × ب ، س٤)
+ ($\beta_{2.1}$ × ب ، س٢)
= ٠٦٥٤ر + (١٦٠٧ر × ـ١٩٧٠ر) + (٢٠٢٢ر × ـ ١٠١٠٤ر)
+ (٣٧٠٣ر × ـ٥٦٢٠ر)
= + ١٠٣٩ر

ويجب قبل الاستمرار فى العمليات الحسابية التوقف لمراجعة ماتم فى حساب معاملات بيتا ، ويمكن تحقيق ذلك بالمعادلة الآتية :

ر٥١ = β_{51} + (β_{41} × ر٥٤) + (β_{31} × ر٥٣)

وبالتعويض من القيم السابقة نحصل على :

(١٠٣٩ × ١٩٧ر) + (٣٧٠٣ر × ٢١٥ر) + (٢٠٢٢ر × ٣٤٥ر)
+ ١٦٠٧ر = ٣٦٥١ر

وحيث أن معامل ارتباط ر٥١ = ٣٦٥ر فى مصفوفة الارتباط الأصلية يمكننا أن نستنتج صحة العمليات الحسابية السابقة . وبالطبع يمكن تلخيص الخطوات السابقة لحساب معاملات بيتا فى جدول شبيه بالجدول (٧٩) لتسهيل عمليات الحساب على الباحث .

حساب الأوزان الانحدارية ومعامل الارتباط المتعدد :

لعلك تذكر أن كل معامل باثى مطلوب فى معادلة الانحدار المتعدد يمكن الحصول عليه من معاملات بيتا المناظره له ، كما أن المقدار الثابت (أ) فى المعادلة يتم الحصول عليه من معامل الارتباط المتعدد .

حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية لأكثر من ثلاثة متغيرات :

يمكن الحصول على معامل الارتباط المتعدد بتوسيع نطاق معادلته الأساسية التى عرضناها فى مطلع الفصل لتشمل أى عدد من المتغيرات . ومربع معامل الارتباط المتعدد هو فى جوهره حاصل ضرب معاملات بيتا فى نظائرها من معاملات الارتباط أى أن :

ر² = (β_{21} × ر٢١) + (β_{31} × ر٣١) + (β_{41} × ر٤١)
+ (β_{51} × ر٥١) + ...

وكذلك فان معاملات المقدار الثابت (أ) فى المعادلة الانحدارية يمكن الحصول عليها أيضا بتوسيع نطاق المعادلة الأساسية لتشمل أى عدد من المتغيرات ، وهى فى جوهرها عبارة عن متوسط المتغير التابع أو المحك ($س_1$) مطروحا منه حواصل ضرب المتوسطات الأخرى فى أوزانها البائية المناظرة ، أى أن :

$$أ = م_1 - (ب_{12} \times م_2) - (ب_{13} \times م_3) - (ب_{14} \times م_4)$$

$$- (ب_{15} \times م_5) - \ldots$$

ويوضح الجدول رقم (٨٠) طرق حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية لمثالنا الحالى (من (Guilford, 1965)

جدول (٨٠) حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية لخمسة متغيرات

المتغيرات المستقلة	$\beta_{1ك}$	$ر_{1ك}$	$\beta_{1ك} \times ر_{1ك}$	$\frac{ع_1}{ع_ك}$	$ب_{1ك}$	$م_ك$	$(-م_ك) ب_{1ك}$
$س_2$	١٠٣٩ر	٤٦٥ر	٠٤٨٣١٤ر	١ر٧٥٠	١٨٢ر	١٩ر٧	−٣ر٥٨٥
$س_3$	٣٧٠٢ر	٥٨٣ر	٢١٤٨٨٥ر	٥٢٥ر	١٩٨ر	٤٩ر٥	−٩ر٨٠١
$س_4$	٣٠٢٢ر	٥٤٦ر	١٦٥٠٠١ر	٤٦٩ر	١٤٢ر	٦١ر١	−٨ر٦٧٦
$س_5$	١٦٠٧ر	٣٦٥ر	٠٥٨٦٥٥ر	٢ر٤٥٩	٣٩٥ر	٢٩ر٧	−١١ر٧٣٢
			مجـ = ٤٨٧٨٥٥ر = $ر^2$ ر = ٦٩٨ر				مجـ = ٣٤ر٧٩٤ $م_1$ = ٧٣ر٨٠٠ أ = ٤٠ر٠٠٦

حيث تدل الرموز فى هذا الجدول على ما يأتى :

(١) $\beta_{1ك}$ = أوزان بيتا للمتغيرات المستقلة (المنبئات) الأربعة (ك)

(٢) $ر_{١ك}$ = معاملات الارتباط الأصلية بين المتغير التابع (المحك) والمتغيرات المستقلة أو المنبئات . (ك)

(٣) $\beta_{١ك} \times ر_{١ك}$ = حاصل ضرب معاملات بيتا في نظائرها من معاملات الارتباط بين المتغير التابع والمتغير المستقل موضع الاهتمام . ومجموع هذا العمود هو مربع معامل الارتباط المتعدد ($ر^٢$) وجذره التربيعي هو معامل الارتباط المتعدد والذي يساوي في مثالنا ٦٩٨ر. وفي اشارتنا لمعامل الارتباط المتعدد لابد أن تقرأ هكذا $ر_{٥٤٣٢٠١}$

ولعلك تلاحظ أن قيمة معامل الارتباط المتعدد لم يضف اليها كثيرٌ من المتغيرين $س_٢$ ، $س_٥$ ، وربما كان يكفي للتنبؤ استخدام المتغيرين $س_٣$ ، $س_٤$ فقط . وفي هذا الصدد نحب أن نشير الى أن مربع معامل الارتباط المتعدد يسمى معامل التحديد . ويمكن تحويله الى نسبة مئوية من التباين في المتغير التابع . ومعنى ذلك أن المقدار ٤٨٧٩ر الدال على معامل التحديد يمكن أن يعني أن ٨ر٤٨ ٪ من تباين التحصيل المدرسي (كمتغير تابع) يمكن أن يعزى الى المتغيرات المستقلة الأربعة ، بينما ٨ر٤٥ ٪ يعزى الى المتغيرين ($س_٣$ ، $س_٤$) وحدهما أي بدون اضافة المتغيرين $س_٢$ ، $س_٥$. والخطأ المعياري للتقدير (والذي يرمز لنا في تحليل الانحدار المتعدد بالرمز $ع_{٥٤٣٢٠١}$) يساوي ٥ر٦ في حالة استخدام المتغيرين $س_٣$ ، $س_٤$ فقط . ويمكنك أن تقارنه بالخطأ المعياري للتقدير في حالة استخدام المتغيرات الأربعة حيث يبلغ ٧ر٦ والفرق بينهما ضئيل لايستحق اضافة هذين المتغيرين للتنبؤ منها .

وللحصول على المعاملات البائية تضمن الجدول رقم (٨٠) أيضا القيم الآتية :

(٤) $\frac{ع_١}{ع_ك}$ = وتدل على النسبة التي سوف تضرب في كل وزن من أوزان بيتا بناظرها للحصول على المعاملات البائية . ويمكن الحصول عليها من قسمة الانحراف المعياري للمتغير التابع ($ع_١$) على الانحراف المعياري للمتغير المستقل موضع الاهتمام ($ع_ك$) . وقد حسبت القيم في الجدول من الانحرافات المعيارية للمتغيرات الخمسة وهي $ع_٢$ = ٢ر٥ ، $ع_٣$ = ٧ر١٧ ، $ع_٤$ = ٤ر١٩ ، $ع_٥$ = ٧ر٣ اما $ع_١$ والذي يدل على المتغير التابع فيساوي ٩ر١١ .

(٥) $ب_{اك}$ = المعاملات البائية ، ويدل كل منها على عدد الوحدات التي يزيد بها المتغير التابع ($س_1$) مع كل وحدة يزيد بها كل متغير من المتغيرات المستقلة .

وللحصول على المقدار الثابت (أ) أضيف في الجدول رقم (٨٠) العمودين الأخيرين وهما :

(٦) $م_ك$ = وهي متوسطات كل متغير من المتغيرات المستقلة

($- م_ك$) × $ب_{اك}$ = حاصل ضرب معكوس $م_ك$ في المعامل البائي المناظر له . ومجموع هذا العمود مطروحا من متوسط المتغير التابع أو المحك ($س_1$) هو المقدار الثابت (أ) والذي بلغ في مثالنا ٤٠٫٠٠٦

وهكذا تصبح المعادلة الانحدارية الكاملة للمثال الحالي كما يلي :

$$س_1 = ٤٠٫٠ + (٠٫١٨٢ × س_2) + (٠٫١٩٨ × س_3) + (٠٫١٤٢ × س_4) + (٠٫٣٩٥ × س_5)$$

وبهذه المعادلة يمكن التنبؤ بدرجة كل مفحوص في المتغير التابع (المحك) أي $س_1$ من معرفتنا بدرجاته في المتغيرات المستقلة (المنبئات) الأربعة . (أي $س_2$، $س_3$، $س_4$، $س_5$).

العلاقة بين تحليل الانحدار المتعدد وتحليل التباين :

سبق أن أشرنا في الفصل الثالث عشر الى أن التجربة العلمية في جوهرها هي محاولة للكشف من العلاقات بين المتغيرات المستقلة والتابعة . ويمكن إعادة النظر في طبيعة التجربة واعتبار المتغير المستقل في أبسط صورة يعبر عن وجود المعالجة .ولذلك فبدلا من السير في الطريق المعتاد لاختبار الفروق باستخدام (ت) في حالة المجموعتين أو تحليل التباين في حالة المجموعات المتعددة يمكن اعطاء الوزنين (١) و (صفر) لفئتي المتغير المستقل في صورته البسيطة التي أوضحناها . وبالطبع يمكن استخدام أوزان أخرى كما سنوضح فيما بعد.

واذا استخدمنا الوزن (صفر) ، (١) يمكن أن يحسب في

هذه الحالة معامل الارتباط (الثنائى) (*) بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، والذى يعد معاملا بسيطا من نوع معامل الارتباط التتابعى لبيرسون ، ويعبر معامل الارتباط فى هذه الحالة عن العلاقة بين المتغيرين ، ويمكن بعدئذ اختبار دلالة هذا المعامل فى ضوء الفرض الصفرى لمعامل الارتباط .

ومانحب أن ننبه اليه أن هذين الأسلوبين الاحصائيين يؤديان الى نفس النتيجة ، ومعنى ذلك أن اختبار الفرض الصفرى أن $م_١ = م_٢$ (أو $م_١ - م_٢$ = صفر) هو نفسه الفرض الصفرى لمعامل الارتباط أ ن ر= صفر ، ويصدق هذا المنطق على استخدام تحليل التباين لاختبار الفرض الصفرى باستخدام اختبار (ف) لعدة مجموعات ، ولعل ممايلفت النظر حقا أن نسبة مجموع المربعات داخل المجموعات الى المجموع الكلى للمربعات هى مايسمى نسبة الارتباط(والتى سنتناولها بالتفصيل فيمابعد) ، والتى تساوى مربع معامل الارتباط الثنائى الذى أشرنا اليه ، ومعنى ذلك مرة أخرى أن أى مشكلة تتضمن اختبار دلالة الفروق بين المتوسطات يمكن تحويلها ببساطة إلى مشكلة معامل ارتباط،ولعلنا بذلك نثير الاهتمام ببعض مايجرى فى بعض البحوث من عبث إحصائى حين يستخدم الباحث اختبار (ت) أوتحليل التباين مع معاملات الارتباط فى تحليل نفس النتائج دون أن يعى هؤلاء الباحثون أنهم يضيعون وقتهم ووقت قارئهم فيما لاطائل وراءه ، وفى نوع من التكرار الممل لنفس النتائج ولكن بصور مختلفة من الأساليب الاحصائية .

ولعل أكثر صورهذا العبث شيوعا مايتصل بتحليل التباين حين يستخدمه الباحثون فى نفس الدراسة جنبا الى جنب مع تحليل الانحدار المتعدد لنفس المتغيرات،وكأنهم بذلك يكتشفون جديدا من هذا التكرار الممل،وقد يرجع ذلك الى أن العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد لم تكتشف بالتفصيل إلامنذ وقت قريب ، ويذكر (Ferguson, 1981) أن السبب فى جوهره تاريخى فالانحدار المتعدد ظهر فى الأصل كطريقة تنتمى الى التقليد السيكومترى (أى المرتبط بالقياس النفسى والتربوى) مع تركيز خاص على التنبؤ بالمتغيرات التابعة

* سوف نشرح معامل الارتباط الثنائى فى الباب السادس من هذا الكتاب

وغيره من المشكلات العملية والتطبيقية ، وتوجه خاص أيضا نحو دراسة العلاقات بين المتغيرات التى توجد بالفعل ولايتحكم فيها الباحث (فى البحوث شبه التجريبية والارتباطية خاصة) . أما تحليل التباين لقد شاع عنه أنه يرتبط بالمتغيرات المستقلة التى يتحكم فيها ويعالجها المجرب . الا أن الباحثين اكتشفوا أن الطريقتين تؤديان -كما هو الحال فى الطرق الأبسط منهما - الى نفس النتائج لو طبقتا على نفس البيانات وخاصة اذا تم تشفير Coding بيانات المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) على نحو يسمح بتطبيق منطق تحليل الانحدار المتعدد عليها .

طرق تشفير بيانات المتغير المستقل باعتبارها بيانات اسمية :

أشرنا فى عرضنا السابق الى أن أبسط طريقة لتشفير بيانات المتغير المستقل اذا كان بسيطا ويتألف من مستويين أحدهما وجود المتغير (المجموعة التجريبية) والآخر عدم وجوده (المجموعة الضابطة) فاننا فى هذه الحالة يمكن أن نعطى للمجموعة الأولى الوزن (١) والمجموعة الثانية الوزن (صفر) . ويدل الوزن (١) على انتماء المفحوص للمجموعة الأولى والوزن (صفر) على انتماء المفحوص للمجموعة الثانية .

ولكن السؤال الآن ماذا لوكان لدينا أكثر من مجموعتين للمتغير المستقل ؟ وبعبارة أخرى ماذا لوكان لدينا أكثر من معالجتين للمتغير المستقل الواحد ؟

للاجابة على هذا السؤال نقول أن هناك ثلاث طرق لتشفير البيانات فى هذه الحالة وهى :

(١) التشفير الاصطناعى dummy Coding

وفى هذا النوع من التشفير يعطى الوزن (١) ليدل على الانتماء الى فئة أومجموعة والوزن (صفر) ليدل على عدم الانتماء اليها . وعلى ذلك اذا كان لدى الباحث ٣ مجموعات لثلاث معالجات للمتغير المستقل ولتكن $أ_١$ ، $أ_٢$ ، $أ_٣$ فإن الباحث فى هذه الحالة يستخدم الوزنين (١) ، (صفر) بالنسبة لكل معالجة ليدلا على

معان مختلفة . ففي حالة المعالجة $أ_١$ يدل الوزن (١) على انتماء المفحوص الى المجموعة $أ_١$ والوزن (صفر) على انتمائه إلى إما المجموعة $أ_٢$ أو $أ_٣$ - أو بعبارة أخرى عدم انتمائه للمجموعة $أ_١$. ويعد هذا المتغير في هذه الحالة المتغير الاصطناعي الأول .

أما المتغير الاصطناعي الثاني فيتحدد باستخدام الوزن (١) ليدل على انتماء المفحوص للمجموعة $أ_٢$ ، والوزن (صفر) ليدل على انتماء المفحوص الى احدى المجموعتين $أ_١$ أو $أ_٣$ وبذلك يحدد هذا المتغير الاصطناعي العضوية في المجموعة $أ_٢$ أوعدم العضوية فيها .

ويوضح الجدول رقم (٨١) موزة هذا التشفير الاصطناعي باستخدام متغيرين اصطناعيين $س_١$ ، $س_٢$

جدول (٨١) التشفير الاصطناعي لثلاث مجموعات

المتغير / المجموعة	$س_١$	$س_٢$
$أ_١$	١	٠
$أ_٢$	٠	١
$أ_٣$	٠	٠

ويتضمن هذا الجدول جميع المعلومات المتضمنة في متغير إسمي مؤلف من ثلاث مجموعات تماما كما فعلنا مع مثال المجموعتين السابق . وتصبح العضوية في المجموعة الثالثة تعني أن يكون المفحوص ليس عضوا في المجموعة $أ_١$ أو $أ_٢$.

وبنفس الطريقة يمكن استخدام التشفير الاصطناعي مع أكثر من ثلاث مجموعات .

تأمل الجدول رقم (٨٢) لتشفير ٤ مجموعات هي :

$أ_١$ ، $أ_٢$ ، $أ_٣$ ، $أ_٤$

جدول (٨٢) التشفير الاصطناعى لأربع مجموعات

المتغير / المجموعة	$س_١$	$س_٢$	$س_٣$
$أ_١$	١	٠	٠
$أ_٢$	٠	١	٠
$أ_٣$	٠	٠	١
$أ_٤$	٠	٠	٠

وهكذا يمكن القول أنه لوكان المتغير المستقل كمتغير اسمى يتألف من عدد من الفئات أو المجموعات عددها (ك) فان عدد المتغيرات المشفرة اصطناعيا المطلوب للحصول على جميع معلومات المتغيـــر هو (ك - ١)

تدريـــب : شفر اصطناعيا متغيرا مستقلا مكونا من ٥ فئات هـــى $أ_١$ ، $أ_٢$ ، $أ_٣$ ، $أ_٤$ ، $أ_٥$

(٢) التشفير المقارن Contrast Coding

يتضمن هذا النوع من التشفير الاعتماد على منطق المقارنـة بين المجموعات ، ويشبه الأسلوب الذى سبق الاشارة اليه فى الفصـل السابق فى اعطاء الأوزان للمتوسطات المختلفة للمجموعات عنـد المقارنه بينها ، ويتضمن التشفير المقارن افتراضا آساسيا هـو أن الباحث يهتم بهذه المقارنه فى ذاتها ، وعندئذ يعطى الأوزان (١) و (صفر) و (- ١) لإعداد مجموعة من المتغيرات تمثل مستويـات أو فئات المتغير المستقل الاسمى (ك - ١) .

تأمل مرة أخرى مثال ٤ مجموعات الذى أشرنا اليه فـى الجدول (٨٢) عند الحديث من التشغير الاصطناعى ، أنه يصبح فـى حالة التشغير المقارن كما هو مبين فى الجدول رقم (٨٣) .

جدول (٨٣) التشفير المقارن لأربع مجموعات

المتغير / المجموعة	$س_1$	$س_2$	$س_3$
$أ_1$	١	٠	١
$أ_2$	١ –	١	١
$أ_3$	٠	١ –	١ –
$أ_4$	٠	٠	١ –

ومن هذا الجدول يتضح ما يأتى :

(١) المتغير $س_1$ يعنى أن الباحث يهتم بالمقارنة بين $أ_1$ ، $أ_2$

(٢) المتغير $س_2$ يتضمن أن المقارنة هى بين $أ_2$ ، $أ_3$

(٣) المتغير $س_3$ يتضمن المقارنة بين $أ_1$ ، $أ_2$ من ناحية وبين $أ_3$ ، $أ_4$ من ناحية أخرى .

ولعلك لاحظت أن المتغيرات الناجمة من التشفير المقارن ليست بالضرورة مستقلة بعضها عن بعض ، بل قد ترتبط كما هو الحال فى المثال السابق .

ولابد أن ننبه هنا الى أن تشفير المتغيرات بالطريقة المقارنة يجب أن يستند فى جوهره الى فروض البحث .

(٣) التشفير المستقل أو المتعامد Orthogonal Coding

يقصد بالتشفير المستقل أو المتعامد وضع نظام شفرى تستخدم فيه الأعداد بحيث تصبح فئات أو مستويات للمستوى الأسمى (ك – ١) ، مستقلة بعضها عن بعض ، ويستخدم مصطلح التعامد أو الاستقلال هنا بنفس معناه الذى استخدمناه فى الفصل السابق .

واليك مثال يوضحه الجدول رقم (٨٤) :

جدول (٨٤) تشفير مستقل لأربع مجموعات

المتغير / المجموعة	$س_1$	$س_2$	$س_3$
$أ_1$	١	٠	١
$أ_2$	١ –	٠	١
$أ_3$	٠	١	١ –
$أ_4$	٠	١ –	١ –

استخدام البيانات المشفرة فى تحليل الانحدار المتعدد :

ان الباحث يستطيع بعد تشفير مستويات أوفئات المتغر المستقل باحدى طرق التشفير السابقة أن يحسب معاملات الارتباط بين فئات المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) بعضها وبعض من ناحية ، وبينها وبين المتغير التابع من ناحية أخرى . ويطبق الباحث على مصفوفة الارتباط التى يحصل عليها أسلوب معامل الارتباط المتعدد بين المتغير التابع والمتغيرات (ك – ١) المشفرة للمتغير المسقل . وحينئذ يصبح ($ر^2$) هو نسبة التباين فى المتغير التابع التى يمكن أن تعزى الى المتغير التابع وعندئذ يمكن للباحث أن يحسب دلالة معامل الارتباط المتعدد .

حساب دلالة معامل الارتباط المتعدد :

يستخدم اختبار (ف) لاختبار دلالة معامل الارتباط المتعدد . ومعادلة (ف) فى هذه الحالة تتخذ الصورة الآتيه :

$$ف = \frac{\left(\frac{ر^2}{غ_م} \right)}{(١ - ر^2) (ن - غ م - ١)}$$

حيث أن :

ف = النسبة الفائية التى تتحدد دلالتها فى هذه الحالة بدرجات حرية للبسط تساوى ($غ_م$) ودرجات حرية المقام

تساوى (ن ـ غ م ـ ١) وسوف نوضح المصطلحين الآخريين بعد قليل .

$ر^{٢}$ = مربع معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد)

ن = عدد الملاحظات

غ م = عدد المتغيرات المستقلة أو المنبئات

والباحث يحصل فى هذه الحالة على نسبة فائية تتطابق تماما مع (ف) التى يحصل عليها من تحليل بتامين بسيط (أحادى البعد). ولعل هذا يؤكد ماسبق ان أوضحنا أن معامل الارتباط هو آخر أوبديل الى نفس النتائج كمايقول (Ferguson, 1981) ، ولايجوز بالطبع استخدام الأسلوبين معا فى تحليل نفس النتائج . ومع ذلك نؤكد أن تفضيل الباحث لاستخدام الأسلوب الارتباطى يتضمن قياسا لقوة العلاقة أوالترابط بين المتغيرات المستقلة والتابعة كماهو الحال تماما فى نسبة الارتباط . وهكذا فان الفرض المغرى القائل بعدم وجود فروق بين المتوسطات كما يفترضه تحليل التباين يمكن اعادة صياغته فى هذه الحالة ليصبح فرضا صفريا حول الارتباط أى ($ر^{٢}$ = صفر)

استخدام البيانات المشفرة فى تحليل الانحدار المتعدد :

يمكن أن نبسط للقارىء ادراك العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد اذا قلنا أنه حين تكون المتغيرات المستقلة مشفرة متعامدا أومستقلا (حسب الطريقة التى شرحناها آنفا) فان أوزان بيتا فى تحليل الانحدار هى ببساطة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع حين تتحول البيانات الى درجات معيارية . كما يصبح ($ر^{٢}$) فى هذه الحالة هو مجموع مربعات معاملات الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع . ويمكن صياغة هذه العلاقة بالمعادلة الآتية :

$$ر^{٢} = ر^{٢}_{ص س_{٢}} + ر^{٢}_{ص س_{٤}} + \cdots\cdots + ر^{٢}_{ص س_{ك}}$$

حيث أن :

ص = المتغير التابع

$س_{١}$ ، $س_{٢}$ $س_{ك}$ = مستويات المتغير المستقل التى تساوى (ك ـ ١) مشفرة تشفيرا مستقلا أو متعامدا .

ويمكن بهذه المعادلة إدراك ($ر^٢$) على أنه مؤلف من أقسام مختلفة يضاف بعضها الى بعض حيث يدل كل قسم منها على النسبة من التباين الكلى فى المتغير التابع (ص) التى تعزى الى هذا القسم. فالقسم ($ر^٢_{ص س_١}$) يعنى النسبة من هذا التباين الكلى التى تعزى الى المتغير الأول ، وهكذا بالنسبة لباقى الأقسام .

وعند استخدام أسلوب تحليل الانحدار المتعدد فى تصميم تجريبى أكثر تعقيدا أى من نوع التصميمات العاملية فان جزءا من المقدار ($ر^٢_{ص س}$) مثلا سوف يدل على التأثيرات الرئيسية والأجزاء الأخرى من هذا المقدار تدل على تأثيرات التفاعل . وهذه الأجزاء المختلفة من القسم الواحد فى معادلة الارتباط المتعدد يمكن اختبار دلالتها باستخدام النسبة الفائية أيضا . ويؤدى ذلك بالباحث الى الحصول على نتائج متطابقة تماما مع تحليل التباين الكلاسيكى .

مثال لتصميم تجريبى بسيط(أحادى البعد) مع تشغيل اصطناعى :

لتوضيح هذه العلاقة التى أكدناها طوال الفصل بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد نعطى مثالا لتصميم تجريبى بسيط (أحادى البعد) تم تحليله بكل من الطريقتين (هذا المثال عن Ferguson, 1976) . وفى هذا المثال تدل $أ_١$ ، $أ_٢$ ، $أ_٣$ على المجموعات التجريبية لمستويات المتغير المستقل (ن= ٥ فى كل مجموعة) ، كما يدل الرمز (ص) على المتغير التابع . ويوضح الجدول رقم (٨٥) البيانات الأصلية (الدرجات الخام فى المتغير التابع) ونتائج تحليل التباين البسيط .

جدول (٨٥) تحليل التباين البسيط لبيانات ٣ مجموعات

	$أ_1$	$أ_2$	$أ_3$
	١٨	١١	٤
	١٩	١٦	٨
	١٥	١٣	١٠
	٢٣	١٢	٩
	١١	١٠	٦
مج ص	٨٦	٦٢	٣٧
م ص	$م_1$ = ٢ر١٧	$م_2$ = ٤ر١٢	$م_3$ = ٤ر٧

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	(ف)
بين المجموعات	١٣٣ر٢٤٩	٢	٠٦٧ر١٢٠	٥٠٨ر١١ **
داخل المجموعات	٢٠٠ر١٢٥	١٢	٤٣٣ر١٠	

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) دالة عند مستوى ٠١ر

ويوضح الجدول (٨٦) التشفير الاصطناعى للبيانات الوارده فى الجدول (٨٥).ويرمز للمتغيرين المستقلين المشفرين بالرمزين $س_1$ ، $س_2$ ، كما يتضمن الجدول معاملات الارتباط بين المتغيرالتابع أو المحك (ص) والمتغيرين المستقلين أو المنبئين ($س_1$ ، $س_2$). وقد حسبت الأوزان الانحدارية باستخدام معادلة بيتا السابقة ، كما استخدمت هذه الأوزان فى حساب معامل الارتباط المتعدد بنفس الطريقة التى شرحناها آنفا ، وطبقت معادلة النسبية الفائية (ف) لدلالة معامل الارتباط المتعدد باستخدام درجات حرية للبسط = ٢ ودرجات حرية للمقام = ١٢ .

جدول (٨٦) تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات الجدول (٨٥)
مشفـــــــرة اصطناعيـــــا

	ص	س١	س٢
أ١	١٨	١	•
	١٩	١	•
	١٥	١	•
	٢٣	١	•
	١١	١	•
أ٢	١١	•	١
	١٦	•	١
	١٣	•	١
	١٢	•	١
	١٠	•	١
أ٣	٤	•	•
	٨	•	•
	١٠	•	•
	٩	•	•
	٦	•	•

ر ص س١ = ٦٩٧٢ر   ر ص س٢ = ٩٥٠٠ر   ر س١ س٢ = ٠٠٠٠ر

ع ص = ٥ر١٠٨٣   ع س١ = ٤٨٧٩   ع س٢ = ٤٨٧٩ر

B١ = ٩٣٦١ر   B٢ = ٤٧٧٦ر

ر٢ = ٦٥٧٣ر

ف = (٦٥٧٣ر ÷ ٢) ÷ [(١ − ٦٥٧٣ر) (١٥ − ٢ − ١)] = ١١ر٥٠٨٠ * *

ولعلك لاحظت أن (ف) فى حالتى تحليل التباين (جدول ٨٥) وتحليل الانحدار المتعدد (جدول ٨٦) متطابقة ودالة بالطبع عن نفس مستوى الدلالة أى مستوى ١٠ر٠

الا أن تحليل الانحدار المتعدد يتضمن ميزة إضافية وهى امكانية حساب معادلة الانحدار المتعدد للتنبوء بالمتغير التابع (ص) أو متغير المحك من كل من المتغيرين $س_١$ ، $س_٢$ على النحو الآتى :

$$ص = (٩٫٧٩٧٨ \ س_١) + (٤٫٩٩٨٤ \ س_٢) + ٧٫٤٠١٣$$

فاذا أحللنا الوزن (١) بدلا من $س_١$ والوزن (٠) بدلا من $س_٢$ ، وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة $أ_١$ فان $ص_١$ فى هذه الحالة تساوى = ١٧٫٢٠٠ ، أما اذا حل الوزن (٠) بدلا من $س_١$ والوزن (١) بدلا من $س_٢$ وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة $أ_٢$ فان $ص_٢$ فى هذه الحالة تساوى ١٢٫٤٠٠ . أما اذا استخدمنا الوزن (٠) لكل من $س_١$ ، $س_٢$ وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة $أ_٣$ فان $ص_٣$ = ٧٫٤٠٠

مثال لتصميم تجريبى عاملى (ثنائى البعد) مع تشفير متعامد أو مستقل :

نعطى مثالا آخر على العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد لتصميم تجريبى عاملى (ثنائى البعد) مع تشفير المتغيرات المستقلة بطريقة متعامدة أو مستقلة أو غير مرتبطة ويوضح الجدول (٨٧) نتائج تحليل التباين باستخدام مفحوصَيْن فقط فى كل خانة تسهيلا لعمليات الحساب (Ferguson, 1976)

جدول (٨٧) تحليل التباين لتصميم تجريبى عاملى مع تغيير متعامد

	$أ_١$	$أ_٢$	$أ_٣$
$ب_١$	٤	١٠	٢٥
	٨	١٦	٣٢
$ب_٢$	١٢	٢٠	٣٥
	١٨	٢٤	٣٦

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط (التباين)	ف
التأثير الرئيسى للمتغير (ب)	٢٠٨ر٣٣٣	١	٢٠٨ر٣٣٣	١٦ر٢٣٤ *
التأثير الرئيسى للمتغير (أ)	٩٦٢ر٠٠٠	٢	٤٨١ر٠٠٠	٣٧ر٤٨١ *
تأثير تفاعل أ × ب	٢ر٦٦٧	٢	١ر٣٣٣	ر١٠٤
داخل الخانات (الخطأ)	٧٧ر٠٠٠	٦	١٢ر٨٣٣	
المجموع الكلى للمربعات	١٢٥٠ر٠٠٠	١١		

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) دالة عند مستوى ١٠ر للتأثير الرئيسى لكل من المتغيرين المستقلين أ ، ب . ويمكن للباحث أن يحصل على النسبة من التباين الكلى فى المتغير التابع (ص والذى تمثلة الدرجات الخام فى الخانات) والتى تعزى الى تأثيرات المتغير

المستقل (ب) والمتغير المستقل (أ) والتفاعل بينهما وذلك بقسمة مجموع مربعات كل منها على المجموع الكلي للمربعات على التوالي . وحينئذ تصبح نسب الاسهام في كل حالة كما يلي :

(١) للمتغير المستقل (ب) = ١٦٦٧ر أى أن ٦٧ر١٦/٠ من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى لهذا المتغير المستقل .

(٢) للمتغير المستقل (ب) = ٧٦٩٦ر أى أن ٩٦ر٧٦/٠ من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى لهذا المتغير المستقل .

(٣) للتفاعل أ × ب = ٠٠٢١ر أى أن ٢١ر/٠ فقط من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى للتفاعل .

واذا أردنا أن نستخدم أسلوب تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات الجدول (٨٧) فاننا سوف نعيد تنظيم البيانات في الجدول(٨٨) باستخدام التشفير المستقل أو المتعامد للمتغيرات المستقلة .

جدول (٨٨) تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات الجدول(٨٧) باستخدام التشفير المتعامد

	ص	$س_1$	$س_2$	$س_3$	$س_4$	$س_5$	
$ب_1أ_1$	٤	١	١	١	١	١	
	٨	١	١	١	١	١	
$ب_1أ_2$	١٠	١	−١	١	−١	١	
	١٦	١	−١	١	−١	١	
$ب_1أ_3$	٢٥	١	٠	−٢	٠	−٢	
	٣٢	١	٠	−٢	٠	−٢	
$ب_2أ_1$	١٢	−١	١	١	−١	−١	
	١٨	−١	١	١	−١	−١	
$ب_2أ_2$	٢٠	−١	−١	١	١	−١	
	٢٤	−١	−١	١	١	−١	
$ب_2أ_3$	٣٥	−١	٠	−٢	٠	٢	
	٣٦	−١	٠	−٢	٠	٢	
$ر_{ص س}$		−٤٠٨٢ر	−٢٨٠٠ر	−٨٣١٤ر	٠٠٠٠ر	−٠٤٦٢ر	
$ر^2_{ص س}$		١٦٦٧ر	٠٧٨٤ر	٦٩١٢ر	٠٠٠ر	٠٠٢١ر	مج $ر^2_{ص س}$ = ٩٣٨٤ر

ويوضح هذا الجدول بيانات مصنفة الى ٦ مجموعات كل منها يتألف من مفحوصيْن وقياسيْن فى كل مجموعة • ولعلنا نذكر من التحليل السابق أن المتغير (ب) يتألف من فئتين فقط هى ($ب_1$ ، $ب_2$). وقد تم الحصول المتغير المشفر الأول بطريقة بسيطة هى التضاد بين $ب_1$،$ب_2$ وعلى ذلك فان الوزن (١) سوف يستخدم ليدل على العضوية فى الفئة ($ب_1$) والوزن (ــ ١) ليدل على العضوية فى ($ب_2$) ، ومعنى ذلك أننا لانحتاج الا الى متغير مشفر واحد ليعبر عن اختلاف فى المتغير (ص) أو المتغير التابع الذى يرجع الى المتغير المستقل (ب) ، وقد وضعت أوزان المتغير (ب) فى العمود ($س_1$) فى الجدول السابق •

أما المتغير (أ) فله ثلاث فئات هى $أ_1$ ، $أ_2$ ، $أ_3$ ومعنى ذلك نحتاج الى متغيرى تشفير للتعبير عن الاختلاف أو التباين فى المتغير التابع أو متغير المحك (ص) الذى يرجع الى المتغير المستقل (أ). وأول متغيرات التشفير هذه وهو ($س_2$) يتم الحصول عليه بالتضاد بين ($أ_1$ ، $أ_2$) ، ولذلك استخدم الوزن (١) للدلالة على العضوية فى المجموعة ($أ_1$) والوزن (ــ ١) للدلالة على العضوية فى ($أ_2$).

أما المتغير المشفر الثانى ($س_3$) فيدل على التضاد بين ($أ_1$ ، $أ_2$) من ناحية و($أ_3$) من ناحية أخرى.وعلى ذلك فان الوزن (١) يدل على العضوية فى ($أ_1$) أو ($أ_2$) بينما يدل الوزن (ــ ٢) على العضوية فى المجموعة ($أ_3$) •

ولعلك تلاحظ فىمثالنا الحالى أنه بالنسبه لمجموع مربعات التفاعل (أ × ب) يبلغ عدد درجات الحرية = ٢ ، وبالتالى فاننا بحاجة الى متغيرين مشفرين هما ($س_4$) ، ($س_5$) للتعبير عن هذا التفاعل • ويتم الحصول على هذين المتغيرين عن طريق الضرب(التفاعل). وعلى ذلك فان المتغير المشفر ($س_4$) يتم الحصول عليه بضرب المتغيرين ($س_1$ ، $س_2$) ، أما المتغير المشفر ($س_5$) فيتم الحصول عليه بضرب المتغيرين ($س_1$ ، $س_3$) • وتصبح النتيجة فى هذه الحالة هى مجموعة من المتغيرات المشفرة يطابق كل منها درجة حرية واحدة •

وبصفة عامة يمكن القول أنه فى التصميم العاملى الثنائى البعد يكون عدد المتغيرات المشفرة مساويا للعدد الكلى لدرجات الحرية التى ترتبط بمتغير الأعمدة (أ) ومتغير السطور (ب). والتفاعل بينهما . لاحظ أن هذه المجموعة من المتغيرات المشفرة الخمسة متعامدة أو مستقلة وليست مرتبطة ، والبرهان على هذا التعامد أو الاستقلال أن مجموع كل متغير منها يساوى صفرا وكذلك مجموع عوامل ضربها .

ويوضح الجدول (٨٨) أيضا معاملات الارتباط بين كل متغيرين للمتغيرات المشفرة والمتغير التابع أو المحك (ص) والذى رمزنا لها (ر ص س) ، وقد تم تربيع هذه المعاملات أيضا (ر٢ ص س) .

وبجمع مربعات معاملات الارتباط نحصل على مربع معامل الارتباط المتعدد ومقداره فى مثالنا ر٢ = مج ر٢ ص س = ٩٣٨٤ر وقد حصلنا عليه من القيم الآتية :

ر٢ = مج ر٢ ص س = ١٦٦٧ر + ٠٧٨٤ر + ٦٩١٢ر + ٠٠٠ + ٠٠٢١ر = ٩٣٨٤ر

ويدل (ر٢) على النسبة من التباين الكلى فى المتغير التابع أو المحك (ص) الذى يعزى الى مجموع تأثيرات السطور والأعمدة والتفاعل فى تحليل التباين الكلاسيكى .

وتحسب قيمة (ف) لتحديد دلالة معامل الارتباط المتعدد بالمعادلة السابقة ، على النحو الآتى :

ف = (٩٣٨٤ر ÷ ٥) ÷ (١ − ٣٨٤) (١٢ − ٥ − ١)

= ١٨٫٢٨٠٤

وبالكشف من دلالة (ف) فى هذه الحالة عند درجات حرية للبسط = ٥ وهى عدد المتغيرات المستقلة المشفرة ، ودرجات حرية للمقام = ٦ وهى الدرجة المقابلة لداخل المجموعات ، فنجدها دالة عند مستوى ٠١ر .

والواقع أن (ف) لدلالة معامل الارتباط المتعدد فى هذه الحالة (التصميم العاملى) ليست لها نفس الأهمية التى عليها فى

تحليل التباين البسيط . فالاهتمام هنا يتركز على دلالة تأثيرات السطور والأعمدة والتفاعل منفصلة بعضها عن بعض . ويتطلب ذلك ادخال بعض التعديل على الاجراء السابق .

ولعلنا نذكر أن المتغير المشفر ($\text{س}_{١}$) يرتبط بتأثير المتغير المستقل (ب) ، والمتغيران المشفران ($\text{س}_{٢}$ ، $\text{س}_{٣}$) يرتبطان بتأثير المتغير المستقل (أ) ، أما المتغيران ($\text{س}_{٤}$ ، $\text{س}_{٥}$) فيرتبطان بتأثير التفاعل أ x ب . ومن مربعات معاملات الارتباط فى كل حالة يمكن القول أن :

(١) نسبة التباين فى المتغير التابع (ص) التى تعزى الى تأثير المتغير (ب) أى السطور هى ١٦٦٧ر .

(٢) نسبة التباين فى المتغير التابع التى تعزى الى تأثير المتغير (أ) أى الأعمدة هى = ٠٧٨٤ر + ٦٩١٢ر = ٧٦٩٦ر.

(٣) نسبة التباين فى المتغير التابع (ص) التى تعزى لتأثير التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ x ب) تساوى = ٠٠٠٠ر + ٠٠٢١ر = ٠٠٢١ر

وبهذه الطريقة يمكن حساب (ف) لكل حالة من الحالات السابقة على النحو الآتى :

(١) (ف) للسطور أى للمتغير المستقل (ب)

$$= \frac{\left(\frac{\text{١٦٦٧ر}}{\text{١}}\right)}{\text{(١-٩٣٨٤ر) (١٢-٥-١)}} = \text{١٦ر٢٣٣}$$

(٢) (ف) للأعمدة أى للمتغير المستقل (أ)

$$= \frac{\left(\frac{\text{٧٦٩٦ر}}{\text{٢}}\right)}{\text{(١-٩٣٨٤ر) (١٢- ٥- ١)}} = \text{٣٧ر٤٨١}$$

(٣) (ف) للتفاعل أ x ب =

$$\frac{\left(\frac{\text{٠٠٢١ر}}{\text{٢}}\right)}{\text{(١ - ٩٣٨٤ر) (١٢ - ٥ - ١)}} = \text{١٠٣ر}$$

ويذكر (Ferguson, 1976) أننا نستطيع الحصول على

قيم (ف) السابقة بطريقة أخرى عن طريق ضرب مجموع المربعات للمتغير (ص) فى النسب المرتبطة بكل من السطور و الأعمدة و التفاعل، وحينئذ يحصل الباحث على مجموع المربعات لهذه المصادر الثلاثة للتباين .
فمثلا مجموع مربعات الأسطر فى هذه الحالة = ١٦٦٧ر × ١٢٥٠ = ٢٠٨٫٣٣٣ وهو نفس المقدار فى جدول تحليل التباين السابق (جدول ٨٧).ويمكن الحصول على مجموع مربعات الأعمدة و التفاعل بنفس الطريقة . وبعد حصول الباحث على مجموع المربعات بهذه الطريقة يمكنة اختبار الدلالة باستخدام (ف) بالطريقة المعتادة فى تحليل التباين الكلاسيكى .

ويلخص الجدول (٨٩) نتائج تحليل الانحدار المتعدد للمثال الحالى . ولعلك تلاحظ أن (ف) التى تم الحصول عليها فى هذه الحالة تكاد تتطابق مع (ف) التى حصلنا عليها من تحليل التباين (الفروق تعود الى التقريب) . ومعنى ذلك أن الطريقتين متكافئتان وتحل احداهما محل الأخرى ولايجب استخدامهما معا فى التحليل الواحد لنفس البيانات .

جدول (٨٩) ملخص تحليل الانحدار المتعدد

مصدر التباين	نسبة التباين	درجات الحرية	نسبة التباين / درجات الحرية	ف
الانحدار ($ر^2$)	٩٣٨٤ر	٥		
السطور (ب)	١٦٦٧ر	١	١٦٦٧ر	١٦٫٢٣٣
الأعمدة (أ)	٧٦٩٦ر	٢	٣٨٤٨ر	٣٧٫٤٨١
التفاعل (أ×ب)	٠٠٢١ر	٢	٠٠١١ر	١٠٣ر
داخل الخانات	٠٦١٦ر	٦	٠١٠٣ر	
المجمـــــوع	١٫٠٠٠٠	١١		

ولعلك تدرك مباشرة من هذا الجدول أن (ف) فى كل حالة حسبت بقسمة المقدار (نسبة التباين / درجات الحرية) لكل من مصدر من المصادر الثلاثة أ ، ب و التفاعل أ × ب على هذا المقدار نفسه بالنسبة لداخل

الخانات والذى يساوى ١٠٣ر٠ فالنسبة الغائية للسطور (ب) مثلا حسبت كما يلى :

ف = $\frac{١٦٦٧ر}{١٠٣ر٠}$ = ١٦٫٢٣٣ر١٦ وهكذا بالنسبة للمصدرين الآخرين .

الفصل السادس عشر

تحليل التغاير

من أهم أغراض التصميم التجريبي الجيد أن تكون نتائجه من النوع الذى يعزى الى أثر المتغير المستقل وليس الى أى متغير أو ظرف أو شرط آخر لم يكن فى حسبان الباحث . الا أن مايحدث فى كثير من الأحوال أن بعض المتغيرات التى لم تخضع للضبط والتحكم بالطرق التى تناولناها بالتفصيل فى الفصل الثالث عشر تلعب دورها فى التأثير فى المتغير التابع فى نتائج البحث . وقد يرجع هذا العجز عن الضبط أو التحكم الى بعض الحدود العملية التى تفرض على الباحث. وهنا تنشأ الحاجة الى نوع جديد من الضبط والتحكم هو مايسمى الضبط الاحصائى والذى يتطلب تعديل النتائج وتكييفها بحيث تستوعب آثار المتغيرات غير المضبوطة . وهذا هو الدور الذى يلعبه تحليل التغاير analysis of covariance فى التحليل الاحصائى .

وتحليل التغاير ـ الذى يسمى اختصارا (ANCOVA) هو أسلوب ابتكره عام ١٩٣٣ عالم الاحصاء البريطانى الشهير فيشر ـ مبتكر تحليل التباين ، وفيه يتم الربط بين تحليل التباين وتحليل الانحدار

وفى البداية نحب أن ننبه الى أن من الأخطاء الشائعة افتراض أن تحليل التغاير يمكنه أن يحول البحث شبه التجريبى الى بحث تجريبى كامل . فلاتوجد طريقة احصائية تستطيع أن تصنع هذه المعجزة أو تصطنعها . فالبحث شبه التجريبى ـ بسبب طبيعة متغيراته المستقلة يظل كذلك مهما خضع له من طرق احصائية فى تحليل نتائجه .

مثـــــال :

قام أحد الباحثين باجراء بحث على ٢٠ مدرسة ابتدائية فى احدى المدن الكبرى ، وقد قسمت هذه المدارس الى مجموعتين عشوائيا تعرضت المجموعة الأولى (١٠ مدارس وهى المجموعة التجريبيـــة) لبرنامج جديد فى تدريس العلوم يعتمد على مفهوم عمليات العلـــم، أما المجموعة الثانية (١٠ مدارس أيضا وهى المجموعة الضابطة) فلقد استخدم فى تدريس العلوم لها الكتب المدرسية المعتادة . وبعد عامين

من الدراسة اختبر تلاميذ الصف السادس فى المدارس العشرين فى اختبار للتحصيل فى العلوم يقيس استخدام التلاميذ للطريقة العلمية والقدرة على الاستدلال والمعلومات العلمية . وعلى الرغم من أن عدد تلاميذ الصف السادس فى كل مدرسة من المدارس العشرين يتراوح بين ١٥٠ ، ٣٠٠ تلميذ الا أن التحليل الاحصائى اعتمد على المدرسة كوحدة بما فيها من تلاميذ ومعلمين وادارة وبيئة محلية وغير ذلك.فالمدارس ذاتها هى التى وزعت عشوائيا على المجموعتين . ولذلك اعتمد على متوسطات المدارس فى الاختبار التحصيلى باعتبارها وحدة التحليل الاحصائى . ويوضح الجدول رقم (٩٠) الدرجات الخام والمتوسطات والانحرافات المعيارية للمجموعتين التجريبية والضابطة من المدارس وكذلك نتائج تحليل التباين البسيط .

جدول (٩٠) نتائج المجموعتين التجريبية والضابطة فى صورة نسب مئوية

المدرسة	الدرجات الخام لمجموعة المدارس التجريبية (ن = ١٠)	المدرسة	الدرجات الخام لمجموعة المدارس الضابطة (ن = ١٠)
١	٦٣ر٧٧	١١	١٠ر٦٤
٢	١٣ر٧٤	١٢	٦٧ر٤٣
٣	٢٠ر٦٧	١٣	٤٠ر٥٠
٤	٢٣ر٧٨	١٤	٣٣ر٨٤
٥	٩٣ر٥٧	١٥	٩٣ر٤٤
٦	٦٥ر٥٧	١٦	٤٣ر٧١
٧	٣٠ر٨٣	١٧	١٠ر٧١
٨	٩٠ر٧٣	١٨	٥٧ر٤٤
٩	٩٠ر٤٥	١٩	٢٣ر٦٨
١٠	٨٣ر٦٤	٢٠	٤٧ر٦٨
م	٠٧ر٦٨	م	١٢٣ر٦١
$ع^2$	٦٠ر١٣٤	$ع^2$	٥٠ ر٢٠١

ملخص تحليـــل التبايـــن

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المجموعات	٢٤١ر٣٠	١	٢٤١ر٣٠	١ر٤٤
داخل المجموعات	٣٠٢٤ر٩٤	١٨	١٦٨ر٠٥	
المجمــــوع	٣٢٦٦ر٢٤	١٩		

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) غير دالة وبالتالى يقبـــل الباحث الفرض الصفرى بعدم وجود فرق بين المجموعتين .

أهمية تحليل التغاير :

الا أن التحليل فى هذا المثال يجب ألا يتوقف عند هذا الحد فقد يحتاج الأمر من الباحث أن يبذل جهدا أكبر فى فهم التباين الذى لايمكن التنبوء به أو توقعه فى نموذج تحليل التباين وهو تباين الخطأ (أو داخل المجموعات) وقد يوءدى ذلك الى مزيد من النتائـــج ذات المعنى الأكبر . **ولعلنا نذكر - من الفصل الثالث عشر -** أن تبايـــن الخطأ (أو التباين داخل المجموعات) يدل على الانحراف غير المضبوط (والذى يرجع الى محض العشوائية فى التصميم التجريبى الكامل)لأى مدرسة عن متوسط المدارس التى تنتمى الى نفس المجموعة (سواء أكانت مجموعة تجريبية أم مجموعة ضابطة) . ولهذا فاننا نقول دائما فـــى تحليل التباين الكلاسيكى بأن تباين الخطأ (أومتوسط مربعات داخـــل المجموعات) هو باقى أو خطأ التقدير حيث تعد مستويات المتغير المستقل أو مستويات المعالجة هى المنبىء الوحيد .

وبالطبع اذا كان الباحث لايعلم شيئا عن المدارس العشريـــن فى المثال السابق أكثر من تصنيفها الى مجموعتين فان تباين الخطأ فى هذه الحالة هو ماتجده فى تحليل التباين الكلاسيكى وكمايوضحـــه الجدول رقم (٩٠).ولكن لنفرض أن الباحث فى مثالنا توقع - مـــن

خلال إطاره النظرى ـ أن متغيرا آخر (وليكن ذكاء التلاميذ)يرتبط بالمتغير التابع، وبالتالى يمكن أن يزيد من كفاءة تنبوءنا بالمتغير التابع ويخفض من التباين الباقى أو تباين الخطأ . ومعنى ذلك أن يتوقع الباحث أن المدارس الذى يتسم طلابها بالذكاء المرتفع سوف تحصل على متوسطات أعلى فى تحصيل العلم اذا قورنت بالمدارس الذى يتسم طلابها بالذكاء المنخفض . ويوضح الجدول رقم (٩١) درجات المدارس فى كل مجموعة فى كل من التحصيل والذكاء .

جدول (٩١) درجات الذكاء (س) ودرجات التحصيل (ص) لمدارس المجموعتين التجريبية والضابطة

المجموعة التجريبية			المجموعة الضابطة		
المدرسة	درجات الذكاء س	درجات التحصيل ص	المدرسة	درجات الذكاء س	درجات التحصيل ص
١	١٠٥ر٧	٧٧ر٦٣	١١	١٠١ر٢	٦٤ر١٠
٢	١٠٠ر٣	٧٤ر١٣	١٢	٩٧ر٦	٤٣ر٦٧
٣	٩٤ر٣	٧٦ر٢٠	١٣	٩٦ر٤	٥٠ر٤٠
٤	١٠٨ر٧	٧٨ر٢٣	١٤	١٠٩ر٦	٨٤ر٢٣
٥	٩٣ر١	٥٧ر٩٣	١٥	٩٤ر٠	٤٤ر٩٣
٦	٩٦ر٧	٥٧ر٦٥	١٦	١٠٥ر٤	٧١ر٤٣
٧	١٠٦ر٩	٨٣ر٣٠	١٧	١٠٢ر٤	٧١ر١٠
٨	١٠٠ر٣	٧٢ر٩٠	١٨	١٠٠ر٦	٤٤ص٧
٩	٨٦ر٥	٤٥ر٩٠	١٩	١٠٤ر٢	٦٨ر٢٣
١٠	٩٦ر١	٦٤ر٨٣	٢٠	١٢٢ر٦	٦٨ر٤٧

وقد تم الحصول على نتائج اختبار الذكاء من تطبيق اختبار ذكاء مقنن على جميع تلاميذ المدارس العشرين قبل اجراء التجربة. وبحساب معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل لكل مجموعة على حدة وجد مرتفعا ودالا فهو بالنسبة للمجموعة التجريبية = ٩٣١ر،وبالنسبة للمجموعة الضابطة = ٨٠٥ر٠وبالتالى يمكن استخدام المتغير(س) أى

الذكاء فى خفض مقدار تباين الخطأ ، ويسمى المتغير (س) فى هـذه الحالة المتغير المصاحب أو الملازم Covariate . واذا أدخل هذا المتغير فى التحليل فان تباين الخطأ الجديد يصبح جزءا فقط من تباين الخطأ فى تحليل التباين الكلاسيكى . وبعبارة أخرى هـو البواقى أو الأخطاء العشوائية التى تبقى بعد استبعاد التباين الذى يرجع الى المتغير (س) من التباين الأصلى للخطأ . ومعنى ذلك أن تباين الخطأ فى تحليل التغاير انما هو البواقى العشوائية فى التباين وذلك حين تستخدم المعالجة المختلفه للمتغير المستقل بطريقة التدريس ودرجات الذكاء كمتغيرين منبئين بالمتغير التابع ، كما هو الحال فى تحليل الانحدار .

كيف يحسب تحليل التغاير ؟

يتطلب حساب تحليل التغاير للمثال السابق السير فى الخطوات التاليـة :

١ – الحصول على المجموع الكلى المعدل للمربعات بالمعادلة الآتيـه :
المجموع الكلى المعدل للمربعات = المجموع الكلى الأصلى للمربعات
x (١ – مربع معامل الارتباط للعينة الكلية) .

وحيث أن معامل الارتباط بين المتغير الملازم والمتغير التابع للعينة الكلية فى مثالنا = ٧١٠٥ر

والمجموع الأصلى للمربعات = ٣٢٦٦ر٢٤

فان المعادلة السابقة تصبح كما يلى :

المجموع الكلى المعدل للمربعات = ٣٢٦٦ر٢٤ (١ – (٧١٠٥ر)^2)
= ١٦١٧ر٥

٢ – الحصول على المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بالمعادلة الآتيـه :

المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات = المجموع الكلى الأصلى للمربعات داخل المجموعات x (١– مربع معامل الارتباط بين س ، ص داخل المجموعات)

ويحسب معامل الأرتباط داخل المجموعات بالمعادلة الآتيه :

$$ر_د = \frac{\text{مج س ص}_د}{\sqrt{(\text{مج س}^2_د)\ (\text{مج ص}^2_د)}}$$

حيث أن الرمز مج س ص $_{د}$ = مجموع حاصل ضرب القيم المتقابلة لكل من س ، ص لجميع أفراد العينة .

وهو فى مثالنا = ١٢٦٨ر٨٨

مج س$^{٢}_{د}$ = مجموع مربعات (س) لجميع أفراد العينة وهو فى مثالنا = ٣٠٢٤ر٩٤

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط داخل المجموعات كما يلى :

$$ر_{د} = \frac{١٢٦٨ر٨٨}{\sqrt{٧٣٣ر٨٢ \times ٣٠٢٤ر٩٤}} = ٨٥١٧ر٠$$

وحيث أن المجموع الكلى الأصلى للمربعات داخل المجموعات من تحليل التباين الكلاسيكى = ٣٠٢٤ر٩٤

∴ يمكن أن نحصل على المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات كما يلى :

المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات = ٣٠٢٤ر٩٤ (١-(٨٥١٧ر٠)^{٢})

= ٨٣٠ر٨٨

٣ - الحصول على المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات بالمعادلة الآتيه :

المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات = المجموع الكلى المعدل للمربعات - المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات

= ١٦١٧ر٥٨ - ٨٣٠ر٨٨ = ٧٨٦ر٧١

ويمكن تلخيص نتائج تحليل التغاير فى الجدول رقم (٩٢) .

جدول (٩٢) نتائج تحليل التغاير

مصدر التباين	مجموع المربعات المعدل	درجات الحريه	متوسط المربعات المعدل	ف
بين المجموعات	٧٨٦ر٧١	١	٧٨٦ر٧١	١٦ر١٠**
داخل المجموعات	٨٣٠ر٨٨	١٧	٤٨ر٨٨	
المجموع	١٦١٧ر٥٩	١٨		

ولعلك تلاحظ أن درجات الحرية فى تحليل التغاير بالنسبة

لمصدر التباين (بين المجموعات) تتطابق مع تحليل التباين ، أما فى حالة مصدر التباين (داخل المجموعات) فهى أقل فى حالة التغاير بدرجة حرية واحدة (١٨ فى حالة تحليل التباين و١٧ فى حالة التغاير)، وقد فقدت هذه الدرجة بسبب وجود المتغير الملازم أو المصاحب . وبالطبع اذا كان عدد المتغيرات الملازمة أو المصاحبة أكثر من ذلك ـ فان عدد درجات الحرية يقل بعدد هذه المتغيرات الجديدة .

وتحسب النسبة الفائية (ف) بنفس طريقة حسابها فى تحليل التباين على النحو الآتى :

$$ف = \frac{\text{متوسط المربعات المعدلة بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات المعدلة داخل المجموعات}}$$

ويتم الكشف من دلالتها فى جدول توزيع (ف) عند درجات الحرية الجديدة أى (ك ـ ١) بالنسبة للبسط حيث ك يدل على عدد المعالجات، (ن ـ ك ـ غ) بالنسبة للمقام حيث يدل (ن) على العدد الكلى للحالات أو الملاحظات ، ك = عدد المعالجات ، غ = عدد المتغيرات الملازمة أو المصاحبة .

وبالكشف من دلالة (ف) فى جدول تحليل التغاير السابق نجد أنها دالة عند مستوى ٠١و ومعنى ذلك أن هذا الباحث يرفض الفرض الصفرى . وهكذا نجد أن (ف) التى لم تكن دالة فى تحليل التباين الكلاسيكى أصبحت دالة بنسبة عالية فى تحليل التغاير بعد عزل أو استبعاد أو ضبط المتغير المصاحب أو الملازم (وهو الذكاء) ضبطا احصائيا ، وبذلك أصبح للاختبار الاحصائى قوة أكبر .

كيف تفسر نتائج تحليل التغاير ؟

حتى يمكن تفسير النتائج التى تحلل بهذا الأسلوب الاحصائى بطريقة لها معنى لابد للباحث أن يحدد مقدار متوسط كل مجموعة الذى يمكن التنبؤ به اذا كان متوسط هذه المجموعة فى المتغير الملازم مساويا للمتوسط الكبير لهذا المتغير .

ولتحقيق هذا الغرض لابد من حساب المتوسط المعدل للمجموعة .

$$\bar{م}_{صم} = م_{\bar{ص}} - بيتا_{د} \left(م_{س} - م_{\bar{س}} \right)$$

حيث أن :

$\bar{م}_{ص_م}$ = المتوسط المعدل للمتغير التابع فى احدى المجموعتين

$م_{ص_م}$ = المتوسط المحسوب للمتغير التابع فى احدى المجموعتين

$بيتا_{د}$ = معامل بيتا باعتباره تقديرا لميل منحنى الانحدار ويسمى معامل الانحدار .

$م_{س_م}$ = المتوسط المحسوب للمتغير الملازم فى احدى المجموعتين

$م_{سَ}$ = المتوسط الكلى أو الكبير أو الوزنى لجميع المجموعات

ولعل المقدار ($بيتا_{د}$) يحتاج لبعض الشرح فى حسابه ويمكن صياغة معادلة كما يلى :

$$معامل\ الانحدار = بيتا_{د} = \frac{مج\ س\ ص_{د}}{مج\ س^{2}_{د}}$$

$$= \frac{١٢٦٨ر٨٨}{٧٣٣ر٨٢} = ١ر٧٣$$

وحيث أن متوسط المجموعتين والمتوسط الكبير للمتغير الملازم (س) هو كما يلى :

$م_{س_1}$ = ٩٨ر٨٦ للمجموعة التجريبية

$م_{س_2}$ = ١٠٢ر٤٠ للمجموعة الضابطة

$م_{سَ}$ = ١٠٠ر٦٣

يمكن حساب المتوسط المعدل لكل مجموعة فى المتغير التابع (ص) كما يلى :

المتوسط المعدل للمجموعة التجريبية = ٦٨ر٧٠ – ١ر٧٣ (٩٨ر٨٦ – ١٠٠ر٦٣) = ٧١ر١٣٢

المتوسط المعدل للمجموعة الضابطة = ٦١ر١٢٣ – ١ر٧٣ (١٠٢ر٤٠ – ١٠٠ر٦٣) = ٥٨ر٠٦١

ولعلك تلاحظ أن الفرق بين المتوسطين المعدلين (٧١ر١٣٢ – ٥٨ر٠٦ = ١٣ر٠٧) أكبر بكثير من الفرق بين المتوسطين الأصليين (٦٨ر٠٧ – ٦١ر١٢ = ٦ر٩٥) .

وهذه المتوسطات المعدلة هى التى تجرى بينها المقارنات المتعددة اذا تطلب الأمر ذلك

بعض مشكلات تحليل التغاير :

مما سبق يتبين لك أن الطريقة الاحصائية فى حساب تحليل التغاير بسيطة الا أن مدى ملاءمة الطريقة وتفسير نتائجها يتضمن بعض الصعوبات . وبالطبع فان الطريقة تفترض احصائيا تجانس معاملات الانحدار. وفيما عدا ذلك فان (Ferguson , 1981) يثير الأسئلة الآتية بالنسبة لتحليل التغاير .

أولا ـ هل يتأثر المتغير الملازم أو المصاحب بالمعالجة أى بالمتغير المستقل الأصلى ؟

ثانيا ـ هل المتغير الملازم أو المصاحب نفسه متغير من متغيرات المعالجة ؟

ثالثا ـ هل حساب المتوسطات المعدلة باستخدام التعميم أو الاستكمال الخطى يؤدى الى نتائج حقيقية وذات معنى فى ضوء معرفتنا الراهنة ؟

رابعا ـ هل استخدام مجموعات ضابطة من النوع الذى لايتعرض لأى معالجة يؤدى الى الاخلال بصحة التجربة ؟

خامسا ـ ماطبيعة العلاقة السببية بين المتغير الملازم والمتغير التابع ؟

ويجيب فرجسون على هذه الأسئلة بالتفصيل على النحو الآتى :

١ ـ العلاقة بين المتغير الملازم والمتغير المستقل :

ان الاستخدام الملائم لتحليل التغاير يفرض أن الفروق فى المتوسطات المعدلة يمكن أن تعزى مباشرة (وداخل حدود الخطأ العشوائى) لتأثيرات المعالجة . وبالطبع،فى بعض التجارب قد يتأثر المتغير الملازم بالمعالجات ، وحينئذ فان الفروق بين متوسطات المعالجات لايمكن عزوها الى المعالجات دون الوقوع فى بعض الغموض . وبالطبع فانه لوكانت المعالجات تؤثر فى قيم المتغير الملازم فان حساب المتوسطات المعدلة يستبعد بعض تأثيرات المعالجة . ولذلك يوصى دائما بضرورة الحصول على قيم المتغير الملازم قبل اجراء التجربة تماما (كما ذكرنا فى المثال السابق) اى قبل تعريض المفحوصين للمعالجات

و بطريقة مستقلة تماما عن هذه المعالجات ، وحينئذ لاتتأثر قيم المتغير الملازم بهذه المعالجات .

وبالطبع فليس من غير المألوف فى العلوم الانسانية والاجتماعية والتربوية أن يكون المتغير الملازم والمتغير التابع كلاهما من الخصائص الداخلية لوحدة التحليل التجريبى والتى عادة ماتكون انسانا أو حيوانا . ففى مثالنا السابق لاينكر أحد أن كلا من الذكاء والتحصيل خاصيتان داخليتان فى تلاميذ مدارس التجربة . الا أن الخاصية التى تؤلف المتغير الملازم قد تكون خارجية ، ومن ذلك مثلا الاتجاهات الوالدية أو المستوى الاقتصادى والاجتماعى للأسرة ، أو عدد الاخوة فى الأسرة . ومن الواضح أن النوع الأول (الخصائص الداخلية) يتأثر بالمعالجات أما النوع الثانى (الخصائص الخارجية) فلايتأثر بها الا فى حالات نادرة . وبصفة عامة يجب على الباحث أن يتنبه الى ضرورة جمع بيانات المتغير الملازم قبل تعريض مفحوصيه للمعالجات حتى ولوكان هذا المتغير من النوع الذى ينتمى للخصائص الخارجية تحسبا لأى نواتج غير متوقعة . ومثال ذلك الاتجاهات نحو الشعوب التى تتحدث لغة معينة كمتغير ملازم وتدريس هذه اللغة بالفعل للتلاميذ كمتغير مستقل للمعالجة .

٢ ـ ماذا يحدث اذا كان المتغير الملازم جزءا من متغير المعالجة ؟

وقد يكون المتغير الملازم فى بعض التجارب جزءا أساسيا من المعالجة ، الا أن الباحث لم يخطط لضبطه ، وحينئذ لابد من النظر اليه على أنه متغير معالجة .

نفرض أن أحد الباحثين صمم تجربته لدراسة آثار أعطاب المخ فى موضعين منفصلين من المخ على سلوك الحيوان فى متاهة التعلم . ولنفرض أن موضع العطب فى أحد الموضعين كان أكبر من الآخر لأسباب ترجع الى العملية الجراحية التى أجريت للحيوانات . وحينئذ يكون السؤال : هل تنتج الفروق بين الحيوانات فى سلوك المتاهة الى موضع العطب أو حجمه ؟

لنفرض أيضا أن الباحث حصل على متوسطين مختلفين للحيوانات ذات مواضع العطب المختلفة ، ولكن حين استخدم حجم العطب (كمتغير ملازم) زالت هذه الفروق بين المتوسطين المعدلين ، فهل يستنتج

الباحث من ذلك أن الفروق ترجع الى حجم العطب وأنها ليست لها صلة بموضعه ؟ للاجابة على هذا السؤال نقول أن تحليل التغاير لايقدم للباحث إجابة مؤكدة حول الآثار العلية أو السببية النسبية لهذين المتغيرين ، وهو ليس بديلا للتصميم التجريبي العاملي التقليدي الذى يتناول كلا من حجم العطب وموضعه كمتغيرين مستقلين يتحكم فيهما الباحث بالفعل بالطريقة الملائمة .

٣ - حول ارتباط نتائج تحليل التغاير بعالم الواقع :

ويستخدم تحليل التغاير أيضا فى البحوث التى يكون فيها المتغير المستقل من النوع الذى لايتحكم فيه الباحث والذى يؤلف فئة البحوث التى سبق أن أسميناها البحوث شبه التجريبية ، ومن ذلك الجنس ونمط المرض العقلى والبيئة الثقافية التى يعيش منها المفحوص الخ . لنتأمل هذا المثال الذى يقتبسه فرجسون(Ferguson, 1981) عن لورد . لنفرض أن أحد الباحثين صمم تجربة لدراسة أثر التغذية التى تقدم لطلاب الجامعات فى أماكن الاقامة الداخلية (المدن الجامعية) على وزنهم،والفروق فى ذلك بين الذكور والاناث . ولنفرض أيضا أن الباحث قام بقياس وزن الطلاب والطالبات،عند بدء الدراسة واعتبر ذلك المتغير الملازم ثم قاس وزنهم مرة أخرى فى نهاية العام الجامعى واعتبر ذلك المتغير التابع ، والجنس بالطبع هو المتغير المستقل . وحين أجرى تحليل التباين التقليدى لم يجد فروقا دالة بين القياس القبلى والبعدى فى الوزن لكل من الذكور والاناث . وقد يستنتج من ذلك أن التغذية داخل المدن الجامعية لاتؤثر فى وزن الطلاب من الجنسين .

لنفرض أن هذا الباحث قام بتعديل المتوسطات فى المتغير التابع بحيث تضع فى اعتبارها الفروق فى الوزن القبلى ، أنه حينئذ يجد فروقا جوهرية بين الجنسين لصالح الذكور باستخدام تحليل التغاير وحينئذ يتوصل الى نتيجة مغايرة هى أن وزن الذكور زاد زيادة أكبر من وزن الاناث بعد استبعاد أثر القياس القبلى .

فأى النتيجتين هو الصحيح ويمكن قبوله ؟

يرد فرجسون على هذا السؤال بقوله أن كل نتيجة من هاتين

النتيجتين هى اجابة على سؤال مختلف . فالسؤال الأول مباشر وهو : هل تؤثر التغذية فى المدن الجامعية على وزن الطلاب من الذكور والاناث ؟ والاجابة المباشرة عليه هى لا .

أما السؤال الثانى فهو افتراضى وقد لايكون له معنى واضح للقارئ العادى وهو : اذا كانت متوسطات وزن الطلاب من الذكور والاناث متساوية منذ بداية التجربة ، فهل تؤدى التغذية داخل المدن الجامعية الى تغيير هذه المتوسطات ؟

وهنا السؤال موضع إلتباس فى المعنى . انه يتضمن تأملا افتراضيا عن أصل سكانى احصائى وهمى يتساوى فيه الناس جميعا فى الطول ، الا أنه لايوجد فى عالم الواقع مثل هذا الأصل والعينات المنشقة منه بالطبع، وبالتالى فان التعميم أوالاستكمال هو محض اصطناع احصائى ، وبالتالى فلايمكن الحصول على اجابة فى عالم الواقع حول الأصول الاحصائية كما توجد بالفعل . يمكن الحصول عليها بهذا الأسلوب . وقد يزداد الأمر ايغالا فى الاصطناع اذا حلت محل الفروق فى أثر التغذية بين الذكور والاناث ، الفروق فى أثر التغذية بين الفئران والثيران ، ان السؤال هنا عبث ولامعنى له .

وعلى ذلك فان الباحث مطالب عند أى استخدام لتحليل التغاير أن يتأكد من توافر المعنى عند التعميم (الاستقراء) من العينات الى الأصول ، أو الاستنباط من الأصول الى العينات حتى يصبح للمتوسطات المعدلة مغزى حقيقى فى البحث ، وأن يكون وجود مثل هذه المتوسطات محتمل الحدوث بالفعل فى عالم الواقع . صحيح أن بعض الباحثين يقمون استنتاجاتهم عند تحليل التغاير على اساس قولهم مايلى :

" بافتراض أن متوسطات المتغير الملازم متساوية فان متوسطات المتغير التابع هى كذا "

وفى العبارة - **كما يقول فرجسون** - فان الزيف فى المقدمة وليس فى النتيجة . وبالطبع فانه يمكن للباحث وضع أى افتراض وحينئذ تكون النتيجة استنباطا منطقيا صحيحا منه ، الا أننا حينئذ نكون دخلنا عالم المنطق الصورى بكل مشكلاته التاريخية والذى تتحول فيه القضايا الى محض بنى رمزية قد لاترتبط مطلقا بعالم الواقع ،بل

قد تصنع لها عالما زائفا تماما ، ومع ذلك يحكمها الاتساق الداخلى على الرغم من فقدان الصدق الخارجى . وعلى ذلك فان تحليل التغاير يحتاج الى درجة عالية من الحكمة والحذر ، والاتوصل به الباحث الى اجابات صحيحة لأسئلة خاطئة .

٤ - ماهو دور المجموعة الضابطة والتى لاتتعرض لأى معالجة ؟

فى بعض استخدامات تحليل التغاير يلجأ بعض الباحثين الى المجموعة الضابطة التى لاتتعرض لأى معالجة والتى تسمى intact group ، ومن ذلك أن يستخدم الباحث مجموعتين تجريبيتين من التلاميذ تتعرض كل منهما لطريقة معينة فى التدريس أما المجموعة الضابطة فلاتتعرض للتدريس مطلقا ، وتكون هذه المجموعة الضابطة فى هذه الحالة من النوع الذى لم يمس" أوبلامعالجة "،ويظل على طبيعته الأصلية.ويلجأ بعض الباحثين الى هذه الطريقة حين يعجزون عن توزيع المفحوصين على المعالجات توزيعا عشوائيا .

وفى هذه الحالة يجب أن ننبه الى أنه لوكان المتغير الملازم قد استخدم كأحد المعايير الأساسية فى توزيع المفحوصين على المجموعات فان استخدام هذا النوع من المجموعة الضابطة حينئذ يصبح لامعنى له ، لأن المتغير الملازم نفسه هو جزء من المعالجة فى هذه الحالة . أما اذا لم يستخدم المتغير الملازم فى هذا الغرض فان الفروق فى هذا المتغير قد تنشأ من ظروف عديدة لايمكن التحكم فيها ، وحينئذ فان استخدام المجموعة الضابطة التى لاتتعرض لأى معالجة قد لايؤدى الى عدم صحة النتائج المستخلصة . وبالطبع لو وجد الباحث أن الفروق فى المتغير الملازم كبيرة وتؤثر تأثيرا واضحا فى متوسطات المتغير التابع فان من الواجب عليه فى هذه الحالة تعمق هذه الحالة واستطلاع أسبابها .

٥ - هل يتضمن تحليل التغاير علاقة سببية ؟

وأخيرا يجب أن ننبه الى أن تحليل التغاير كأسلوب احصائى لايتضمن أى افتراضات من العلاقة السببية بين المتغير الملازم والمتغير التابع. فالمتغير الملازم قد يكون أى متغير من أى نوع . ومع ذلك فان من المعانى المضمرة (غير الصريحة) لاستخدام تحليل التغاير

هذا الافتراض بوجود علاقة سببية مباشرة بين المتغيرين الملازم والتابع، بينما حقيقة الأمر أن العلاقة بين المتغير الملازم والتابع قد تكون ناجمة عن متغير ثالث . ومن ذلك العلاقة بين الطول والوزن عند الأطفال . إنها تكون مرتفعة وعالية ولكنها لاتضمن العلاقة السببية ، لأن الارتباط بينهما قد يعود الى متغير ثالث يربطهما معا بالفعل هو العمر الزمني . ولذلك فان الباحث عندما يستخدم تحليل التغاير عليه أن يتأمل بعناية ودقة (وفى ضوء نتائج البحوث السابقة والأطر النظرية المتاحة) العلاقة بين المتغير الملازم والمتغير التابع. فالمسألة ليست خبط عشواء ، كما أنها ليست اختبارا ذاتيا للمتغير الملازم يفرضه الباحث دون أساس نظري واضح . ومعنى ذلك أن تحليل التغاير يحتاج مرة أخرى الى الحكمة والحذر ، وليس محض تدريب احصائي يمارسه الباحث فى تحليل نتائجه .

الفصل السابع عشر

التحليل العاملي

يحتل التحليل العاملي Factor analysis مكانه خاصه في ميدان التنظير السيكولوجي للمفاهيم النفسيةباعتبارها تنتمي الى الفئه العامة لمفهوم " السمات " كما تناولناه في الفصل الثاني ،فاذا كانت السمة ومنها القدرة تستنج من " فئة من أساليب الأداء ترتبط فيما بينها ارتباطا عاليا وترتبط بغيرها من أساليب الأداء ارتباطا منخفضا " فاذا ذلك يتطلب ضرورة البحث عن منهج تصنيفي في جوهره يحدد هذه " الفئات " التى تستنج منها السمات (**والقدرات**) • وكان التحليل العاملي هو الابتكار الاحصائي التاريخي الذى حقق هذا المطلب.

وفي هذا الفصل تبدأ عرضنا للنماذج الرياضية التى قامت على هذا الأسلوب الاحصائي بتناول مبسط للمنهج ذاته ثم استعراض النماذج استعراضا عاما دون تفصيل كبير على النحو الذى ميز الطبعات الأربع السابقة من كتاب القدرات العقلية ، ويمكن للقارئ المهتم بتفاصيل هذه النماذج النظرية ان يرجع الى طبعات هذا الكتاب السابقة (فؤاد ابو حطب ، ١٩٨٤)

ماهو التحليل العاملي ؟

يعود الفضل الى مدرسة جامعة لندن في الاحصاء وعلم النفس الى ابتكار أسلوب التحليل العاملي في أوائل القرن الحالي حين وضع كارل بيرسون عالم الاحصاء العظيم المعادلات الأساسية لمعامل الارتباط وكذلك فكرة اختصار عدد المتغيرات المرتبطة الى عدد من المتغيرات " **غير المرتبطة** " وذلك في مقال هام له نشره في المجلة الفلسفية البريطانية عام ١٩٠١ ، الا أن **سبيرمان** – عالم النفس البريطاني الشهير – استطاع عام ١٩٠٤ أن يحدد معالم المنهج الذى شاع فيمابعد باسم التحليل العاملي .

صحيح أن الطريقة التى ابتكرها **سبيرمان** لم تعد لها في الوقت الحاضر الاقيمتها التاريخية ، الاأن سيظل له فضل ابتكار المنهج بشكل صريح وكذلك عبقرية ريادة استخدامه في ميدان علم النفس • وقد جاء من بعده فريق كامل من الرواد نذكر منهم على سبيل المثال —

وجيلفورد وكاتل وهارمان فى الولايات المتحدة ، وأهمافارا فى السويد والقوصى فى مصر .

معامل الارتباط : مرة أخرى :

يبدأ التحليل العاملى بحساب معاملات الارتباط بين مجموعة من درجات الاختبارات . وحتى نوضح معنى معامل الارتباط مرة اخرى نفرض أننا طبقنا اختبارا فى الاستدلال الحسابى واختبارا آخر فى فهم القراءة على عينة من التلاميذ عددها ١٠٠ تلميذ ، وحسبنا معامل الارتباط بين درجات الاختبارين فبلغ مقداره + ٥ر فكيف نفسر هذا المعامل؟ لاشك أن معامل الارتباط هذا يدل على وجود بعض العلاقة الموجبة بين مواضع الأفراد ومكانتهم فى الاختبارين . وعلينا أن نفسر هذه النتيجة التى تدل على ماهو مشترك بينهما بحيث يؤدى الى تشابه مواضع الأفراد فيهما . ومعنى ذلك أن مكانة الفرد فى أحد الاختبارين يمكن أن تفيد فائدة جزئية فى التنبؤ بمكانته فى الاختبار الآخر . وربما تكون هذه الخاصية المشتركة هى القدرة على فهم القراءة لأن كليهما يتطلب هذه القدرة . وقد تكون القدرة الاستدلالية أو القدرة على فهم معانى الكلمات أو المهارة فى التعامل مع الاختبارات أو السرعة فى الأداء أو غير ذلك من السمات الفرضية .

ويدل معامل الارتباط فى جوهره كما بينا فى الفصل التاسع على مقياس احصائى بين متغيرين أو درجات مقياسين . وهو يحاول الاجابة على سؤال . كيف يرتبط التغير فى المقياس الأول بالتغير فى المقياس الثانى . ويصل هذا الارتباط الى اقصاه حين يتناسب التغير (التباين) فى المقياس الأول تناسبا تاما مع التباين فى المقياس الثانى ، وفى هذه الحالة يصبح الارتباط مساويا للواحد الصحيح (+ ١) . وعندما يصبح التناسب عكسيا تماما تنعكس الاشارة الجبرية لمعامل الارتباط فيصبح (– ١) . الا أننا فى القياس النفسى والتربوى لانصل الى هذه المقادير التامة الموجبة أو السالبة ،وأن كنا نقترب منها . ولذلك عادة مايكون معامل الارتباط فى البحوث النفسية والتربوية فى صورة كسر عشرى سالب أوموجب أكبر من الصفر وأقل من الواحد الصحيح .

ولايدل معامل الارتباط على النسبة المئوية للتباين.ويمكن الحصول على النسبة المئوية للاتفاق بين المقاييس التى بينها ارتباط بتربيع معامل الارتباط . ومعنى ذلك أن معامل الارتباط لايدل على اتفاق مقداره ٥٠٪ تقريبا (٤٩ر) .

ويعطينا معامل الارتباط بين اختبارين على النحو الذى أشرنا اليه مثالا على طبيعة المشكلات التى يتناولها التحليل العاملى، رغم أن هذه المعامل وحده لايكفى للوصول الى استنتاج صحيح . فاذا طبقنا على نفس العينة السابقة اختبارا ثالثا فى الجمع وحسبنا معامل ارتباط درجاته بدرجات اختبار الاستدلال الحسابى فبلغ + ٨ر يمكننا أن نستنتج أن التداخل بينهما يرجع الى القدرة على الحساب، أو اليسر العددى أو غير ذلك من العناصر المشتركة بينهما . واذا حسبنا معامل الارتباط بين اختبار الجمع واختبار فهم القراءة وكان مقداره ليس له دلالة احصائية (أى لايختلف من الصفر) فاننا نفترض فى هذه الحالة أن التداخل بين هذين الاختبارين واختبار الاستدلال الحسابى يرجع الى سمات منفصلة غير متداخلة . أما اذا كان معامل الارتباط بين اختبار الجمع واختبار فهم القراءة موجبا فاننا نصبح بازاء احد احتمالين لايتقرر أحدهما الابتطبيق اختبار رابع .وأحد هذين الاحتمالين هو أن التداخل بين هذين الاختبارين يعتمد على نفس السمة التى تستنتج من علاقة الاستدلال الحسابى بفهم القراءة ، أما الاحتمال الثانى فهو أن هذه العلاقة تعتمد كليا أوجزئيا على عوامل أخرى .

وهكذا يتزايد عدد الاختبارات (أوالمتغيرات) ويتزايدتبعا لذلك عدد معاملات الارتباط بينهما كمايتمثل فى المعادلة الآتيه :

$$\text{عدد معاملات الارتباط} = \frac{\text{ن} (\text{ن} - ١)}{٢}$$

حيث يدل الرمز (ن) على عددالاختبارات المستخدمة .

ولذلك لابد من تنظيم هذه المعاملات على نحو منطقى فى جدول يسمى مصفوفة الارتباط . ويوضح الجدول رقم (٩٣) مثالا لمصفوفة ارتباط .

جـــدول رقـــم (٩٣) مصفوفة ارتباط

رقم الاختبار	الاختبـــــار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	المفـــــردات		٨٦ر	٧٩ر	٤٥ر	٤١ر	٣٤ر
٢	التمثيل اللفظى	٨٦ر		٦٨ر	٤٤ر	٣٥ر	٢٦ر
٣	تصنيف الكلمـات	٧٩ر	٦٨ر		٤٩ر	٣٩ر	٣٢ر
٤	تصميم المكعبات	٤٥ر	٤٤ر	٤٩ر		٥٨ر	٥٤ر
٥	التصور المكانى	٤١ر	٣٥ر	٣٩ر	٥٨ر		٥٥ر
٦	لوحة الأشكـــال	٣٤ر	٢٦ر	٣٢ر	٥٤ر	٥٥ر	

التحليـــل العاملـــى :

التحليل العاملى هو الأسلوب الذى يصل بتفسير معامـــل الارتباط الموجب (والذى له دلالة إحصائية) الى مستوى التعميـــم. وقد نشأ هذا الاسلوب فى اطار علم النفس ليزود الباحثين بنمـــوذ ج رياضى لتفسير النظريات السيكولوجية فى ميدان القدرات العقليـــة وسمات الشخصية ، ثم امتد الى مجالات العلم الأخرى .

يبدأ التحليل العاملى بمجموعة من الملاحظات يمكن الحصـــول عليها من عينة معينة من الأفراد عن طريق استخدام مجموعة من المقاييس والاختبارات ويهدف الى تحليل هذه الملاحظات من خلال العلاقات بينهـــا لتحديد ما اذا كانت التغيرات التى تدل عليها يمكن تفسيرها فى ضوء عدد من الفئات الأساسية أقل عددا مما بدأنا به . أى هل يمكن تفسير هذه البيانات التى نحصل عليها من عدد كبير من الاختبارات والمقاييس العقلية فى ضوء عدد أقل من المتغيرات المرجعية ؟

وبهذا ينتمى منهج التحليل العاملى الى فئة المناهـــج المتعددة المتغيرات multivari ويعتمد على الفروق الفردية كمـــا تتمثل فى عدد كبير من الاختبارات والمقاييس تطبق على نفس المفحوصين فى ظروف موحدة أومقننة ، وذلك لتحديد المصادر المشتركة للاختـــلاف

أو التباين كما تتمثل فى انتظام الفروق الفردية فى درجات بعض هذه الاختبارات أو كلها .

وهكذا يختلف منهج التحليل العاملى (كمنهج متعدد المتغيرات) عن المنهج التجريبى التقليدى الذى يستخدم فيه الباحث مايسمى " المعالجات "Treatments فى صورة تغيير للمثيرات أو ظروف الزمن أو عدد مرات العرض أو غيرها ، وبعبارة أخرى فان الفاحص يطبق اختبارا واحدا فى ظروف وشروط مختلفة لتحديد دلالة الفروق بين هذه الظروف والشروط . وعادة مايستخدم فى هذه الحالة أسلوب تحليل التباين وفيه تستخدم الفروق الفردية كتقدير لما يسمى"تباين الخطأ" وفى ضوئه نحكم على مدى دلالة الفروق بين الجماعات أو المعالجات .

ويميز بعض علماء النفس بين منهج التحليل العاملى والمنهج التجريبى التقليدى على أساس اهتمام المنهج الثانى بالاعتماد بين المثيرات والاستجابات (م ـ س) (أى الاستجابات كدالة للمثير) بينما يهتم التحليل العاملى بالاعتماد بين الاستجابات (س ـ س) ، حيث تعتبر درجات مختلف الاختبارات متغيرات استجابة . كما يميز البعض الآخر بين المنهجين فى أن التحليل العاملى يبحث عن علاقات الاقتران بين المتغيرات ويتناول المفحوصين كما يأتون لموقف الاختبار من اطار مجتمع احصائى سكانى عام population له حدوده ومعالمه . أما المنهج التجريبى المعتاد فانه يبحث فى العادة عن علاقات السبب والأثر ، بالاضافة الى أن المجرب يقوم "بمعالجة" مفحوصيه عن طريق قيامه بدور نشط فى تغيير الظروف والشروط التى يتعرضون لها .

ومعنى ذلك أن التحليل العاملى يعتمد فى جوهره على أسلوب معاملات الارتباط . وهذا ما أشرنا اليه آنفا . وهذا الأسلوب يختلف عن المتوسطات والانحرافات المعيارية أو التباين التى يعتمد عليها المنهج التجريبى فى أن المتوسطات والانحرافات المعيارية تتأثر بشروط وظروف كثيرة قبل اجراء التجربة ، ممايتطلب من الباحث ضرورة الاهتمام بمعرفة " ماضى " المفحوصين ، اذا كان عليه أن يصل الى نتائج تعد محصلة " لمعالجاته " لهم وحدها ، والا فان تداخل هذه " **الظروف السابقة** " قد يؤثر فى مدى الثقة فى هذه النتائج .

وهذا مالايتوافر إلا فى " المستعمرات الحيوانية " التى يتحكم فيها المجرب تحكما شديدا .

ويمكن أن نلخص الفروق الجوهرية بين منهج التحليل العاملى والمنهج التجريبى المعتاد فى الجدول رقم (٩٤) .

جدول رقم (٩٤) الفروق الجوهرية بين التحليل العاملى والمنهج التجريبى

موضوع المقارنة	التحليل العاملى	المنهج التجريبى
عدد المتغيرات	متعدد	واحد (الافى بعض التصميمات التجريبية المعقدة)
شروط وظروف الدراسة	موحدة مقننة	متغيرة تبعا "لمعالجات" الباحث
الاهتمام	الفروق الفردية	القوانين العامة الأساسية (الفروق الفردية مصدر لتباين الخطأ)
علاقة الاعتماد	س ـ س	م ـ س
الأسلوب الأحصائى	معاملات الارتباط	الفروق بين المتوسطات أوتحليل التباين

الا أن هذا لايعنى أن التحليل العاملى يتجاهل شروط التجريبه ولسوء الحظ فان بعض البحوث العامليةقد أجريت دون أن ينتبه أصحابها الى أن هذا المنهج يتطلب الضوابط التجريبية المعتادة ، فاستخدموه على أية مصفوفة ارتباط تتيسر لهم .

والواقع أن التحليل العاملى الجيد يهتم بمصدرين هامين من المصادر التى تحدد النتائج ، وهما عينة الأفراد ، وعينة المتغيرات (الاختبارات) . وفى اختيار عينة المتغيرات لابد أن تتوافر للباحث خبرة كافية يستمدها من اطار نظرى معين (من الأطر

الخاصة بالقدرات العقليـــــــة مثلا) أو من نتائج البحوث العاملية السابقة بحيث تمكنه من صياغة فروضه عن العوامل المتوقعة، ثم ينتقى المتغيرات بعناية بحيث تشتمل بطارية الاختبارات على عدد كاف منها يمثل العوامل الفرضية hypothesized factors ومن المعروف أن الحد الأدنى لتمثيل العامل الفرضى الواحد هو ثلاثة اختبارات . وقد نلجأ فى حالة العوامل المؤكدة من البحوث السابقة إلى تمثيلها باختبارين (أو اختبار واحد فى حالات الضرورة) .

ثم يواجه الباحث بعد ذلك مشكلة عينة الأفراد . فمن المهم لهذه العينات التى تستخدم فى دراسة السمات الأساسية فى المعرفة مثلا (أقصى الأداء) أو الوجدان (الأداء المميز) أن تكون موحدة قـــدر الأمكان فى خصائص معينة مثل الثقافة العامة المشتركة والعمر الزمنى والمستوى التعليمى والجنس وغير ذلك من المتغيرات التى لا يمكن تجاهلها الا اذا تأكد الباحث أنها لاتؤثر تأثيرا ملحوظا فى معاملات الارتباط.

ولكى نوضح ذلك حسبنا أن نشير الى متغيرى العمر والجنـــس. فحين تختلف أعمار عينة من المفحوصين فى بحث التحليل العاملـــى يؤدى ذلك الى ارتباط درجات الاختبار (وخاصة الاختبارات العقلية) بالعمر ، ثم تتزايد معاملات الارتباط فى المصفوفة كلها نتيجة لذلك. وليس نتيجة لارتباطات حقيقية بين المتغيرات . وقد ينتج عن ذلـــك ظهور العامل العام من النوع الذى يؤكده سبيرمان . وقد كشف لنـــا ترومان كيلى عام ١٩٢٨ أن كثيرا من الدراسات التى يبدو أنها تدعم فرض العامل العام توصلت لهذا لانها لم تتحكم فى عامل العمر والتعليـــم والجنس .

أما تأثير الجنس فى نتائج التحليل العاملى فقد يختلف عن تأثير العمر نوعا ما . لنفرض أننا نقوم بتحليل بطارية اختبـــارات يتفوق فى بعضها الذكور تفوقا واضحا ، ويتفوق الاناث فى البعض الآخر، ولا توجد فروق بين الجنسين فى البعض الثالث . فانه من المحتمل أن نحصل فى هذه الحالة على عاملين يرجعان الى الجنس أو عاملى ثنائى Bipolar (أى عامل يرتبط به بعض المتغيرات إرتباطا موجبـــا ويرتبط به البعض الآخر ارتباطا سالبا) . واذا لم يتنبه الباحث الى

تأثير الجنس هذا) فانه قد يحاول تفسير العوامل الشاذة تفسيرا سيكولوجيا مصطنعا .

أهمية منهج التحليل العاملى :

١- الاقتصاد فى عدد المتغيرات : إن ميزة الاقتصاد فى عدد المتغيرات من الميزات الهامة فى التحليل العاملى . فمن المعروف أنه يوجد مئات الاختبارات تزعم انتماءها الى الميدان "**العقلى المعرفى**" أو ميدان الأداء الأقصى بينما لايوجد حتى الآن أقل من مائة عامل من عوامل الذكاء ، كما أننا نتوقع على الأقل وجود ١٢٠ قدرة كماتتنبأ احدى النظريات (نظرية جيلفورد) . ولقد كان وكلر من أولئك الذين اعترفوا بأن هدف التحليل العاملى " هو تفسير التباين الكبير فى بطارية كبيرة من الاختبارات فى ضوء عدد أقل من القدرات الأولية أو العوامل" ، ولكنه يضيف أنه يوجد عدد من العوامل أكثر من عدد الاختبارات الجيدة المتاحة لسقياس الذكاء فى الوقت الحاضر .

٢- زيادة مقدار المعلومات : من المعروف أن استخدام الدرجات المركبة فى الاختبارات يؤدى الى فقدان الكثير من المعلومات الهامة عن الأداء العقلى . فنحن فى العلم فى حاجة الى مزيد من التمايز والتمييز . والعلم فى صميمه هو سعى للحصول على معلومات جديدة وتمييزات دقيقة . فكم حدث من فتح علمى جديد لأن باحثا فى علم الفيزياء أو البيولوجيا أو الفلك اكتشف شيئا غير عادى فى فيلم فوتوغرافى أوتحت الميكروسكوب أوخلال التلسكوب ثم ثبت أن له أهمية قصوى ! ان تاريخ العلم هو قصة التمييزات الدقيقة للانسان . أما أن نتجاهل هذه التمييزات بحجة أنها تجعل الحياة أكثر تعقدا فان فى ذلك انكارا للرغبة فى التقدم العلمى . أما اذا كانت هذه التمييزات لاتتكرر أو كانت ليست بذات أهمية أوفائدة فهذا مايدعمه البحث فى الميادين الأساسية والتطبيقية للعلم بعد ذلك .

والتحليل العاملى يفيد فى زيادة وضوح المعلومات،فلأغراض فهم السلوك وتفسيره والتنبؤ به نحتاج الى معلومات واضحة والا يضل المرء أويضلل نفسه أو كليهما، وتذهب أغراض العلم سدى ، ومثالنا على ذلك اختبار يقيس العاملين (أ) ، (ب) بنفس القوة ؛ فاذا حصل

الشخص على درجة كلية فوق المتوسط فى هذا الاختبار ، فماذا تعنى هذه الدرجة ؟ ان هذه النتيجة قد تدل على عدد من الاحتمالات فى الأوضاع النسبية لهذا الشخص فى مقاييس العاملين (أ) ، (ب)، فقد يكون فى أعلى مكانة فى العامل (أ) وأقل من المتوسط فى العامل (ب) ، أوقد يكون العكس صحيحا ، أوقد تتساوى أوضاعه فى العاملين. فاذا اعتمدنا على هذه الدرجة الكلية فى تشخيص سلوك المفحوص أوتوجيهه مهنيا أوتعليميا على أساس مكانته فى العامل (ب) ، فان قرارنا يصبح غير مفيد اذا كانت درجته الحقيقية فى هذا العامل أقل من المتوسط مثلا ، أما اذا استخدمنا منهج التحليل العاملى فاننا قد نتوصل الى اختبارات على درجة كبيرة من التجانس او بعبارة فنية " اختبارات ذات تكوين عاملى بسيط " .

٣ - **التحقق من الفروض العلمية** : يمكن أن نصنف بحوث التحليل العاملى الى فئتين : أولاهما عاملية استطلاعية تسعى - كما يقول **ثرستون** - الى " اكتشاف الأبعاد أو الفئات الرئيسية وتحديد الاتجاهات التى يمكن بها دراستها بالطرق التجريبية المعملية " . وبعبارة أخرى فان طرق التحليل العاملى الاستطلاعى تسعى الى اكتشاف العوامل أكثرمن اختبار الفروض الخاصة بهذه العوامل . أى أنها من طرق صياغة الفروض .

وما دامت تفسيرات العوامل فى التحليل العاملى الاستطلاعى تدل على مايسميه **فرشتر** " **فرض عام** " فانها تحتاج الى نوع من التقويم يتمثل فى مقارنة النتائج التى نحصل عليها بنتائج عينات أخرى من نفس الأصل الاحصائى السكانى العام ، كما تحتاج الى التحقق من التنبوءات الخاصة بالمتغيرات فى مصفوفة الارتباط وفى تشبعات العوامل التى تنتج عن " **التغيرات المنظمة** " فى المتغيرات المرجعية.

ومن المعروف أنه فى البحوث التى تتضمن فروضا صريحة نميز فى صياغة الفرض بين مجموعة المتغيرات المرجعية أوالمستقلة ، ومجموعة المتغيرات التابعة (أومتغيرات المحك) . وعادة ما يكون الفرض فى صورة عبارة شرطية تقرر أنه اذا نشأت شروط أوظروف معينة (المتغيرات المستقلة) اذن يتبع ذلك حدوث نتائج سلوكية من نوع معين (المتغيرات التابعة) . ويختلف هذا بالطبع عن التصميم التقليدى

فى منهج التحليل العاملى القائم على الاعتماد المتبادل بين المتغيرات حيث يمكن أن يستخدم فى التحقق من صحة مايمكن أن نسميه " العوامل الفرضية hypothesized factors" وهذا مايسميه فؤاد أبو حطب (١٩٧٢) الانحدار العاملى factorial invariance وهو نوع من البحوث فى منزلة متوسطة بين البحوث الاستكشافية من ناحية ، وبحوث اختبار الفروض التى تدل على علاقات وظيفية بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة من ناحية أخرى •

طرق التحليل العاملى :

تميز التحليل العاملى منذ نشأته ولايزال يتنوع الطرق المستخدمة فيه. ولايتسع المقام لتناول هذه الطرق بالتفصيل ، ولذلك سنقتصر على عرض هذه الطرق على النحو الذى يقترحه هارمان : ويمكن للقارئ المهتم الرجوع الى مزيد من التفاصيل فى المراجع المتخصصة الواردة فى مراجع هذا الكتاب

١ ـ طريقة الفروق الرباعية التى يقترحها سبيرمان عام ١٩٠٤ والتى تتضمن أبسط نموذج عاملى ممكن لوصف كل متغير فى ضوء عامل عام وعامل نوعى خاص •

٢ ـ طريقة العوامل المزدوجة bifactor والتى تتطلب تصنيف المتغيرات الى الفئات التى تنتمى اليها ، وفى هذه الحالة يمكن وصف كل متغير فى ضوء عامل عام بالاضافة الى متغيرات الفئة الأولى التى تتضمن العامل الطائفى الأول ، ومتغيرات الفئة الثانية التى تضمن العامل الطائفى الثانى ، وهكذا •

وفى هذا النموذج البسيط الذى ابتكره هولزنجر نجد أن كل عامل طائفى يتداخل مع العوامل الخاصة بالرغم من أن المعادلات الأساسية له تتضمنه •

٣ ـ طريقة المحاور الأساسية principal axes والتى وضع أسسها الرياضية كارل بيرسون عام ١٩٠١ والتى طورها هوتلنج ١٩٣٣ وكيلى عام ١٩٣٥ وهى أكثر الطرق استخداما فى الوقت الحاضر لملاءمتها للاستخدام مع الحاسبات الالكترونية الحديثة •

ويرى هارمان أن هذه الطريقة لها ثلاث صور بديلة هى :

(أ) طريقة تحليل المكونات أو طريقة المكونات الأساسية principal components والتى اقترحها هوتلنج عام ١٩٣٣ وظل يطورها طوال حياته . والنموذج الذى تتضمنه هذه الطريقة يصف كل متغير خطيا فى ضوء عدد من المكونات الجديدة غير المرتبطة . ويسهم كل مكون بأقصى مايمكن فى مجموع تباينات المتغيرات . وعادة مايبقى الباحث على عدد قليل من هذه المكونات وخاصة اذا كانت تفسر نسبة كبيرة من التباين الكلى . وتتميز هذه الطريقة باستخدام الواحد الصحيح فى الخانات القطرية من مصفوفة الارتباط .

(ب) طريقة العوامل الأساسية prinicipal Factor والتى حاول بها طومسون عام ١٩٣٤ أن يطوع طريقة المكونات الأساسية للنموذج الكلاسيكى فى التحليل العاملى الذى يصف كل متغير خطيا فى ضوء العوامل المشتركة والعامل الخاص . وتتميز العوامل المشتركة بأنها أقل عددا من المكونات غير المرتبطة المشار اليها فى الطريقة السابقة . وتفسر العوامل المشتركة معاملات الارتباط بين المتغيرات، ويفسر كل عامل خاص التباين المتبقى لهذا المتغير (ويشمل هذا تباين الخطأ) . ويشار عادة الى معاملات ارتباط العوامل باسم " التشبعات " Saturations ومن ناحية أخرى يمكن القول أن هذه الطريقة هى تطبيق لطريقة المكونات الأساسية على مصفوفة الارتباط المختزلة والتى تستخدم فيها الاشتراكيات Communalities محل الآحاد فى الخانات القطرية من مصفوفة الارتباط .

(ج) الطريقة المركزية centroid وتتضمن هذه الطريقة حلا لبعض المشكلات الحسابية الصعبة فى الطريقتين السابقتين وخاصة أنهما كانتا تتطلبان جهدا هائلا وتستغرقان وقتا طويلا قبل توافر الحاسبات الالكترونية . ولذلك يرى بعض العلماء المعاصرين أن هذه الطريقة أصبحت ذات قيمة تاريخية فقط . ويعود الفضل الى سيرل بيرت منذ عام ١٩١٧ فى صياغة المعادلة الأساسية لهذه الطريقة الا أنه طبقها على الحالات التى تتطلب استخراج عامل واحد من النوع الذى أشار اليه سبيرمان .وقد استطاع ثرستون عام ١٩٣١ أن يتوصل الى الطريقة المركزية

الكاملة لتحليل بطاريات كبيرة من الاختبارات الى عدد من العوامل المشتركة . ويدل اسم هذه الطريقة على ارتباطها الوثيق بالمفهوم الرياضى فى علم الميكانيكا " المركز المتوسط "أو"مركزية الجاذبية". ولذلك فان أفضل وصف للطريقة المركزية يتم فى صورة هندسية حيث تعتبر المتغيرات ممثلة بمجموعة تتألف من اعدد من المتجهات Vectors متضمنة فى حيز مكانى space يتألف من عدد من الأبعاد (مع ملاحظة أن عدد الأبعاد يكون عادة أقل من عادات المتجهات) . وتدل هذه الأبعاد على العوامل المشتركة . كما يدل الناتج العددى Scalar produst من أى زوج من المتجهات على معامل الارتباط بينهما . ومن ناحية اخرى يمكن أن تعتبر المتغيرات ممثلة بعدد من الاحداثيات Coordinates التى توجد عند نقاط النهاية فى هذه المتجهات وذلك فيما يتعلق بعدد من المحاور المرجعية التى نختارها والتى تتميز بأنها متعامدة بعضها على بعض.

وحيث أن تشكيل المتجهات Configuration والذى يمثل المتغيرات يحدد تحديدا كاملا معاملات الارتباط ، فان النظام المرجعى يمكن تدويره rotation دون أن يكون لذلك أى أثر فى هذه المعاملات .

٤ - طريقة البواقى الدنيا : minimum residuals أو باختصار mires ولم يقترحها هارتمان وجونز الا عام ١٩٦٦ بالرغم من أن أصولها النظرية تعود الى ايكارت ويونج عام ١٩٣٦ ، وذلك بعد توافر استخدامات الحاسبات الالكترونية للصعوبات المتضمنة فيها والتى تتطلب الوصول الى حل عاملى تتوافر فيه خاصية أن مجموع مربعات البواقى الناجمة عن الفروق بين معاملات الارتباط الملاحظة والمنتجة يصل الى الحد الادنى .

٥ - طريقة التشابه الأقصى maximum liklihood وقد اقترحها لولى عام ١٩٤٠ الا أنها كانت تتطلب جهودا حسابية ورياضية شاقة قللت من استخدامها فى عصر ماقبل شيوع الحاسبات الالكترونية . وهذه الطريقة توفر للباحثين أساسا احصائيا للحكم على مدى ملاءمة النموذج الذى يتألف من عدد معين من العوامل فى تفسير مصفوفة الارتباط التجريبية . ويعتمد هذا على طريقة خاصة من الحل العاملى .

٦ - توجد بعض الطرق المباشرة الأخري التي لم تشع شيوع الطرق السابقة رغم أهميتها الرياضية والاحصائية ومنها طريقة التحليل العاملى المقنن canonical التى تتطلب وزن المتغيرات فى كل من المجموعتين للحصول على أقصى ارتباط بين مركبين(هوتلنج) ، وطريقة التحليل العاملى الصورى image والذى يستخدم معامل الارتباط المتعدد فى تحديد " الاشتراك " بدلا من معامل الارتباط الجزئى الذى شاع فى الطرق التقليدية (جتمان) ، وطريقة التحليل العاملى ألفا alpha والتى تجمع بين الطريقتين السابقتين (كايزر) ، وطريقة العوامل الطائفية المتعددة mulliple-Group والتى تتطلب تحليل مصفوفة الارتباط تحليلا متأنيا إلى عدد من العوامل المتعددة ، وعادة ماتكون العوامل الناتجة مائلة (أى يرتبط بعضهما ببعض) وليست متعامدة كما هو الحال فى الطرق السابقة (هارتمان) .

أنـــواع العوامـــل :

يمكن أن تصنف العوامل التى يتوصل اليها الباحثون فى ميدان التحليل العاملى الى ثلاثة أنواع هى :

١ - العامل العامgeneralأو g وهو العامل الذى يوجد فى جميع الاختبارات التى تخضع للتحليل . وتتوصل بعض طرق التحليل العاملى الى هذا العامل مباشرة ، كما تتوصل اليه بعض الطرق الأخرى باستخدام مايسمى التحليل العاملى من الدرجة الثانية . وعلى الرغم من أن معظم الباحثين فى ميدان السلوك المعرفى لايطابقون بين العامل العام والذكاء العام الا أنه يعد الأساس المشترك لجميع السلوك الذكى ، وبالمثل يمكن القول أن العامل العام فى الميدان الوجدانى مطابق للانفعالية العامة .

٢ - العامل الطائفى group: وهوالعامل الذى يوجد فى بعض الاختبارات التى تخضع للتحليل وليس فى كلها ، وهو يفسر معاملات الارتباط العالية بين الاختبارات التى تؤلف مجموعة معينة، ومعاملات الارتباط المنخفضة بين هذه الاختبارات داخل المجموعة وغيرها من الاختبارات من خارجها والتى قد تؤلف مجموعة أخرى (راجع تعريف

السمة فى الفصل الثانى) • وهذا النوع من العوامل يقع فى منزلة متوسطة بين العامل العام الذى يفسر بعض التباين فى جميع الاختبارات والعامل الخاص (أو النوعى) الذى يفسر التباين فى نوع واحد من الأداء (أى فى اختبار واحد فقط) • وحين تتوافر فى العامل الطائفى خاصية التكوين البسيط فانه يسمى العامل الأولى Primary• كما أنه حين يرتبط العامل الطائفى باختبارين فقط فى البطارية فانه يسمى العامل المثنى doublet•

٣ ـ العامل الخاص أو النوعى Specific (S) : وهو العامل الذى يوجد فى اختبار واحد فقط ، وقد يوجد فى اختبارين أو ثلاثة تعكس جميعا نفس المتغير من بطارية الاختبارات المستخدمة فى التحليل، ويحدد هذا العامل جزءا من تباين الاختبار الذى لايشترك فيه مع الاختبارات الأخرى موضع التحليل•ويسميه جيلفورد العامل الفريد Singlet•

ويمكن القول إن طرفى العمومية ـ الخصوصية فى العوامل تتخذ صورة المتصل أكثر منها هيئة الانماط • فبعض العوامل الطائفية يرتبط بكثير من الاختبارات بينما يرتبط بعضها الآخر بعدد قليل منها• كما أن وصف العامل بأنه عام أو خاص انما هو من قبيل الوصف الاعتباطى، لاننا لانستطيع أن نقطع بوجود عامل يرتبط بنوع واحد من الأداء فقط دون سواه ، كما لانستطيع أن نؤكد وجود عامل يرتبط بجميع صور الأداء• وهكذا يمكن القول أن العامل الخاص هو عامل طائفى من نطاق ضيق ، والعامل العام هو أيضا عامل طائفى من نطاق واسع جدا •

ومن ناحية أخرى يمكن تحديد معنى العام والخاص بمصفوفة ارتباط معينة ، وهكذا نقول أن العامل الخاص يرتبط باختبار واحد فى المصفوفة ، وأن العامل العام يرتبط بجميع الاختبارات المتضمنه فيها، بينما العامل الطائفى يرتبط ببعض هذه الاختبارات وليس بها جميعا •

ولذلك ترى أنستازى أن التمييز بين العامل العام والعامل الطائفى والعامل الخاص ليس تمييزا قاطعا كما يبدو لأول وهلة،فان كانت الاختبارات التى تتضمنها البطارية محدودة العدد أو التنوع نحصل على عامل عام واحد يفسر لنا معاملات الارتباط بينها ، فاذا وضعت نفس الاختبارات فى بطارية أكبر مع مجموعة متجانسة من الاختبارات

فان العامل العام الأصلي قد يظهر في صورة عامل طائفي ، أي عامل مشترك في بعض الإختبارات وليس فيها جميعا ، وبالمثل فان عاملا معينا قد يمثله اختبار واحد في البطارية الأصلية، ولكنه قد يشترك مع عدد محدود من الاختبارات الأكبر ، وبذلك قد يتحدد هذا العامل في الحالة الأولى بأنه عامل خاص . وفي الحالة الثانية يصبح عاملا طائفيا .

العوامل والتكوينات الفرضية :

اذا طبقنا منهج التحليل العاملي على مصفوفة الارتباط الموضحة في الجدول رقم (٩٣) فقد نحصل على عامل مشترك بين الاختبارات الستة، هو العامل العام ثم على عامل طائفي مشترك بين إختبارات المفرادات والتماثل اللفظي وتصنيف الكلمات ، وعلى عامل آخر مشترك بين اختبارات تصميم المكعبات والتصور المكاني ولوحة الأشكال هذه جميعا عوامل احصائية تحتاج الى تفسير سيكولوجي لانستطيع الوصول اليه الا اذا حاولنا فهم طبيعة الاختبارات المشبعة بها تشبعات عالية . فالعامل العام قد نسميه القدرة العقلية العامة أو الذكاء العام ، والعام الطائفي المشترك بين اختبارات المفردات والتمثيل اللفظي وتصنيف الكلمات نسميه القدرة اللفظية ، والعامل الطائفي المشترك بين اختبارات المكعبات والتصور المكاني ولوحة الأشكال نسميه القدرة المكانية ، فالقدرة هي التفسير السكولوجي العقلي للعامل . أما العامل فمفهوم احصائي بحت ، وهو بهذا المعنى أكثر عمومية من القدرة . لأن التحليل العاملي يمكن أن يستخدم في ميادين أخرى من علم النفس ، وتختلف تسمية العوامل وتفسيرها تبعا لطبيعة الميدان . ففي ميدان الفروق الفردية تسمى العوامل الاحصائية المشتركة بين مقاييس الأداء المميز " **السمات الوجدانية** " بينما تسمى القدرات أو مانفضل أن نسميه " **السمات المعرفية** "في مقاييس الأداء الأقصى . بل إن المنهج التحليل العاملي واسع الاستخدام في مجالات أخرى من مجالات العلم كالاجتماع والسياسة والاقتصاد والطب، وتفسر العوامل في كل حسب طبيعة العلم الذى تنتمي اليه .

وأذا أردنا أن نحدد على وجه الدقة معنى القدرة سواء كانت عامة أو طائفية يفيدنا التحليل العاملي في الوصول الى التعريف الاجرائي.

فالقدرة هى نوع من التكوينات الفرضية نشتقه أو نستنتجه من أساليب الأداء القابلة للقياس ، إنها ظاهرة نستنتج وجودها من الحقائق التى يمكن ملاحظتها ملاحظة مباشرة . وقد استطاع فرنون أن يضع تعريفا اجرائيا دقيقا للقدرة فى أنها " تتضمن وجود مجموعة أو فئة من أساليب الأداء فى الاختبارات العقلية ترتبط فيما بينهما ارتباطا عاليا ، وتتميز نسبيا عن غيرها من أساليب الأداء ، أى ترتبط بغيرها من أساليب الأداء ارتباطا منخفضا " .

ويمكن أن نجد بعض التشابه بين هذا التعريف الأجرائى الحديث للقدرة والتعريف الاجرائى القديم الذى وضعه بورنج عام ١٩٢٣ للذكاء يقول فيه " ان الذكاء كامكانية قابلة للقياس يجب أن تعرفه منذ البداية بأنه امكانية الأداء فى اختبار الذكاء " .فالذكاء عنده أذن هو ماتقيسه اختبارات الذكاء ، وهذا يتطلب بالضرورة البرهنة على أن اختبارات الذكاء تقيس بالفعل نفس العملية العقلية ، أو أنه يوجد بينها "عامل مشترك " بالمعنى الاحصائى ، والا كانت لدينا عدة تعريفات للذكاء بقدر مايوجد من اختبارات للذكاء . وتفيد معاملات الارتباط والتحليل العاملى المعتمد عليها أكثر من غيرها فى تحديد ماتقيسه الاختبارات بالفعل . وقد تنبه بورنج نفسه الى ذلك حين قرر ضرورة تحديد طبيعة الاختبارات الذكاء باستخدام طريقة معاملات الارتباط .

وهكذا لم يكن تعريف بورنج للذكاء ـ كقدرة ـ بأنه ماتقيسه اختبارات الذكاء من باب الفكاهة كما يحلو للبعض أن يتصور ، وانما كان يثير الانتباه للاتجاه الصحيح نحو الدراسة العلمية الدقيقة لاختبارات الذكاء والاستفادة من المعلومات التى تتوافر عن علاقتها بغيرها . ومثل هذه المعلومات تسفن فى الوقت الحاضر " صدق التكوين الفرضى " ، فاذا افترضنا أن الاختبار يقيس القدرة (س) فلابد أن نثبت تجريبيا واحصائيا أنه يرتبط بالاختبارات الأخرى التى تزعم أنها تقيس نفس القدرة . فاذا حصلنا على معامل منخفض لارتباط اختبارين يزعمان أنهما يقيسان نفس القدرة ، وكان معامل ثبات كل منهما مرتفعا ـ فان أحد الاختبارين أو كليهما يعوزه صدق التكوين الفرضى لقياس

هذه القدرة ، وقد يكونا صادقين أحدهما أوكليهما فى قياس قدرات أخرى .

فاذا اخترنا القدرة العقلية مثالا للتكوينات الفرضية التى تفسر العوامل فى المجال المعرفى ـ فان نفس المنطق السابق ينطبق على تفسير التكوينات الفرضية فى مختلف المجالات وفى مختلف فروع المعرفة .

مشكلة ثبات العوامل :

من أهم المشكلات التى واجهها التحليل العاملى فى الماضى اختلاف الطرق المستخدمة فيه . والواقع أن هذه المشكلات لم تعد تواجه الباحث المعاصر فى ميدان التحليل العاملى بعد شيوع استخدام الحاسبات الالكترونية وتوحيد الطريقة المستخدمة فى التحليل، وهى فى أغلب الأحوال طريقة المكونات الأساسية لهوتلنج أو العوامل الأساسية لكيلى ، وهى طريقة على درجة عالية من الدقة الرياضية .

الا أنه من المعروف فى التحليل العاملى أن تشبعات المتغيرات بالعوامل تعتمد على العينة أو المقياس أو هما معا . وتصبح المشكلة هى تحديد مدى التشابه أو الاختلاف بين العوامل التى نحصل عليها من تحليلات عاملية مختلفة ، أو ما يسمى ثبات العوامل (اللزوم العاملى) Factorial invariance وهى مشكلة تتعلق بالمبدأ العام وهو قابلية النتائج للاعادة والتكرار .

وحتى نوضح طبيعة هذه المشكلة نذكر أن البحوث العاملية المختلفة قد تتشابه أو تختلف فى المقاييس ، وبالتالى نحصل على ٤ حالات من اللزوم العاملى يمثلها الجدول رقم (٩٥) .

جدول رقم (٩٥) حالات اللزوم العاملى

		العينات	
		متشابهة	مختلفة
المقاييس	متشابهة	(١)	(٣)
	مختلفة	(٢)	(٤)

وفى مناقشة هذه الحالات أو الأنماط نبدأ باستبعاد النمط الرابع الذى نقارن فيه بين تحليلات عاملية استخدمت فيها مقاييس مختلفة وعينات مختلفة جميعا لعدم وجود أساس مشترك لهذه المقارنة بالرغم من أهمية هذا النمط ـ كما يشيرجيلفورد وهوبفنر ـ لأن فيه تكمن مشكلة اللزوم العاملى الحقيقية وله أهميته النظرية الخاصة فى بناء النماذج التى تستوعب النتائج العاملية المختلفة ،ولايتوافر فى الوقت الحاضر أسلوب للمزاوجة بين نتائج هذه البحوث المختلفة الا الأسلوب الحدسى الذى يعتمد على المهارة والخبرة بميدان التحليل العاملى .

أما النمط الأول والذى تستخدم فيه نفس المقاييس ونفس العينات فى مرتين مختلفين فينتمى الى ميدان ثبات المقاييس بطريقة اعادة الاختبار كما تناولناها فى الفصل الرابع . وأفضل الطرق التى تستخدم فى هذه الحالة حساب معامل الارتباط بين المقاييس العاملية ..

أما النمط الثانى فهو الذى تستخدم فيه مقاييس مختلفة مع نفس العينات وفى هذه الحالة قد تطبق بطارية مختلفة تماما أو قد نستبعد اختبارا أو أكثر ونحل محلها اختبارات أخرى . وفى مثل هذه الأحوال التى تتغير فيها المتغيرات قد تؤدى الى تغير العوامل المركزية أو المكونات الأساسية قبل التدوير ، ولو أنها فى رأى بيرت قد لاتتغير اذا استخدمت طريقة العوامل الأساسية لكيلى أو العوامل الطائفية . واذا أمكن فى هذه الحالة تقدير ثبات عوامل التحليل الثانى يمكننا أن نقارن بين معاملات ارتباط العوامل التى نحصل عليها من تحليلات مختلفة وبين المتوسطات الهندسية لمعاملات الثبات فاذا لم تختلف معاملات الارتباط اختلافا دالا عن متوسطات الثبات يمكننا القول أن العاملين متماثلين . أما اذا لم يتوافر لنا تقدير ثبات العوامل على حدة فيمكننا أن نلجأ الى حساب معامل الارتباط بين مجموعتى المقاييس العاملية كمقياس مطلق لدرجة التشابه بين العاملين .

أما النمط الثالث فهو الذى تستخدم فيه نفس المقاييسوتطبق على عينات مختلفة . وقد اقترح العلماء عددا من الطرق لتحديد اللزوم

العاملى فى هذه الحالة ، لايتسع المقام لتناولها .

التمييز بين نوعين من التحليل العاملى :

فى عام ١٩٧٢ نشر فؤاد أبو حطب مقالين فى دور التحليل العاملى فى التربية ، وفيهما ميز بين دورين مختلفين للتحليل العاملى هو دور الاستطلاع أو الاستكشاف لطبيعة البنية التى تربط بين متغيرات متعددة ، أما الدور الآخر فهو دور اختبار الفروض وشاءت ظروف تطور علم الاحصاء وأسلوب التحليل العاملى طوال السنوات الثلاثين الأخيرة أن تؤكد هذا التمييز الأساسى بين نوعين من هذا التحليل أولهما بالفعل التحليل العاملى الاستطلاعى أو الاستكشافى exploratory ويسمى الآخر تسمية شاعت فى السنوات الأخيرة باسم التحليل العاملى التوكيدى Confirmatory .

ويميز Mulaik بين نوعى التحليل العاملى على أساس أن النوع الاستكشافى استقرائى فى جوهرة ويهدف الى اكتشاف المجموعة المثلى التى يمكن أن تتضمن المتغيرات الكامنة ودون اعتبار مسبق لصياغة فروض . أما التحليل العاملى التوكيدى فهو اجراء لاختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتمى لعوامل فرضية مشتركة والتى يتحدد عددها وتفسيرها مقدما ، أى عند صياغة الاطار النظرى للبحث وتحديد مشكلته وقبل جمع البيانات . وقد ساد النوع الأول معظم تاريخ التحليل العاملى منذ نشأته المبكرة فى مطلع هذا القرن ، أما النوع الثانى فقد بدأ يغلب على بحوث التحليل العاملى خلال السنوات العشرين الأخيرة وخاصة مع وجود برامج جيدة لهذا النوع من التحليل يستخدمها الحاسوب (الكومبيوتر) والتى تيسر على الباحث الكثير من صعوبات هذا الأسلوب الاحصائى .

ويرى ناننلى أن معظم الباحثين طوال تاريخ البحث باستخدام منهج التحليل العاملى كانوا يتعاملون مع مزيج من هذين الأسلوبين. فمن النادر أن نجد باحثا يجرى تحليلا عامليا مؤلفا من مجموعة عشوائية تماما من المتغيرات . فمن المعتاد أن يوجد لدى الباحث نوع من الحدس على الأقل حول بعض العوامل المتوقعة ان لم يكن كلها ومن ناحية أخرى فمن النادر أن يتوافر للباحث منذ البداية فروض

مبدئية قوية . ومع ذلك فلابد من التمييز بين النوعين . وعموما يمكن القول أن التحليل العاملى الاستطلاعى الكامل يجب اجراؤه بحذر. ومن ناحية أخرى فانه على الرغم أن من المفضل ـ من وجهة نظر منهج البحث العلمى ـ أن يبدأ الباحث دراسته بفروض ، الا أن ذلك لم يحدث فى كثير من بحوث التحليل العاملى ـ حتى المعاصر منها ، وقد يكون السبب الجوهرى فى ذلك عدم توافر نظريات متماسكة يمكن أن تشتق منها بالفعل فروض عاملية .

الطريقة المركزية فى التحليل العاملى الاستطلاعى :

لكى نوضح طبيعة التحليل العاملى نعرض فيما يلى لأكثر الطرق شيوعا فى البحوث التى استخدمت هذا المنهج فى عصر ماقبل الحاسوب (الكومبيوتر) والسبب فى اختيارنا لهذه الطريقة أنها تكاد تكون أبسط الطرق الاحصائية فى التحليل العاملى حين يتم اجراؤها يدويا ، كما أنها أكثر هذه الطرق يسرا فى الفهم . وحين يتدرب الباحث على التحليل العاملى بهذه الطريقة فانه يحقق بذلك فائدتين فى وقت واحد: أولاهما تعامل مباشر مع العمليات الأساسية المتضمنة فى جميع طرق التحليل العاملى حتى يمكن معرفة مايفعله الحاسوب بالفعل ولو على وجه التقريب حتى لايتحول هذا الأسلوب الى لون من السحر الغامض الذى يعجز من فك طلاسمه الباحث العادى . ونحن نذكر ذلك لأنه بدأت تشيع فى السنوات الأخيرة بحوث كثيرة تستخدم هذا الأسلوب دون أن يدرى أصحابها العمليات الأساسية المتضمنة فيه . ونحن نرى أن التدريب الجيد فى مجال الاحصاء يتطلب من الباحث أن يشارك فى اجراء عملياته بعض المشاركة على الأقل ، ولايقف منها موقف المتفرج أو المتلقى فحسب .

أما الفائدة الثانية فهى فهم هذه الطريقة وادراك مغزاها من خلال أسلوب مبسط فى الاجراء .

وقبل أن نعرض لهذه الطريقة نقول أن طرق التحليل العاملى المختلفة منذ اقتراح سبيرمان معادلة الفروق الرباعية تجرى على نفس البيانات ـ أى مصفوفة الارتباط ـ ولو أن بعض الطرق يعتمد على مصفوفة التغاير .

وتختلف الطرق فيما بينهما فى الدقة الرياضية . فمن المعروف مثلا أن طريقة المكونات الاساسية لهوتلنج والمحاور الاساسية لكيلى هما أدق هذه الطرق ويمكن استخدامها بموضوعية كاملة، الا أن مشكلة هذه الطرق أنها تحتاج لبعض التعديل والاسيحمل الباحث على عوامل تفسر الدرجات ومعاملات الارتباط ولكنها يصعب تفسيرها سيكولوجيا أو اجتماعيا أو تربويا أو حسب مجال البحث،بينما الطرق التى اقترحها ثرستون (الطريقة المركزية) وبيرت (طريقة الجمع البسيط) فهى أقل دقة ولكنها قد تعطى عوامل يمكن تفسيرها، بالاضافة الى أن طرق هوتلنج وكيلى تحتاج فى تطبيقها الى جهدشاق لو أجريت بالطرق المعتادة ، ولذلك لم يشع استخدامها الا فى السنوات الأخيرة مع زيادة الاستفادة من الحاسبات الالكترونية فى مجالات الاحصاء التربوى والنفسى والاجتماعى .

وسوف نقتصر كما قلنا على الطريقة المركزية لسهولتها النسبية بهدف اعطاء الباحث احساسا بالمنهج ، وحتى نوضح هذه الطريقة نشير الى أن الهدف الاحصائى الأعظم فى التحليل العاملى هو إحلال مايسمى مصفوفة العوامل محل مصفوفة الارتباط . ومصفوفة الارتباط تتألف من عدد من السطور والأعمدة بعدد مالدينا من المقاييس أو الاختبارات (أو المتغيرات) . أما مصفوفة العوامل فهى تتألف من سطور بعدد مالدينا من متغيرات ، أما عدد الأعمدة فيتوقف على عدد العوامل المشتركة . وعادة مايكون عدد العوامل أقل من عدد المتغيرات .

أما العناصر أو القيم العددية داخل المصفوفة فهى معاملات الارتباط بين المقاييس أو المتغيرات أو الاختبارات فى حالة مصفوفة الارتباط . أما فى مصفوفة العوامل فان هذه العناصر أو القيم العددية تدل على معاملات الارتباط بين المقاييس أو المتغيرات (الاختبارات مثلا) والعوامل أو مايسمى التشبعات .

ولكى نوضح هذه الطريقة نبدأ بمصفوفة ارتباطية أصلية لستة متغيرات يتضمنها الجدول رقم (٩٦) . وفى هذا الجدول أيضا خطوات حساب تشبعات الاختبارات بالعامل المركزى الأول كما سنوضحها

بعد ذلـــك (*)

جدول رقم (٩٦) المصفوفة الأصلية للارتباطات وخطوات حساب تشبعات المتغيرات بالعامل المركزى الأول

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦	المجموع
١	(٥٠٣ر)	٥٠٣ر	٤٤٠ر	١١٠ر	١٩٣ر	٢١١ر	١ر٤٥٧
٢	٥٠٣ر	(٥٠٣ر)	٤٩٥ر	٣١٣ر	١٤٥ر	٢٢٩ر	١ر٦٨٥
٣	٤٤٠ر	٤٩٥ر	(٤٩٥ر)	٢١٣ر	١٥٨ر	٣١٥ر	١ر٦٢١
٤	١١٠ر	٣١٣ر	٢١٣ر	(٤١٠ر)	٤١٠ر	٢٥٠ر	١ر٢٩٦
٥	١٩٣ر	١٤٥ر	١٥٨ر	٤١٠ر	(٤١٠ر)	١١٢ر	١ر٠١٨
٦	٢١١ر	٢٢٩ر	٣١٥ر	٢٥٠ر	١١٢ر	(٣١٥ر)	١ر١١٧
المجموع بدون اشتراكيات (ر)	١ر٤٥٧	١ر٦٨٥	١ر٦٢١	١ر٢٩٦	١ر٠١٨	١ر١١٧	مج ر = ٨ر١٩٤
المجموع بعد الاشتراكيات ($أ_1$)	١ر٩٦٠	٢ر١٨٨	٢ر١١٦	١ر٧٠٦	١ر٤٢٨	١ر٤٣٢	مج $أ_1$ = ١٠ر٨٣٠ ، $\sqrt{مج\ أ_1}$ = ٣ر٢٩١٠
التشبع بالعامل الأول ($ش_1$)	٩٦٠ر	٦٦٥ر	٦٤٣ر	٥١٩ر	٤٣٤ر	٤٣٥ر	$\frac{1}{\sqrt{مج\ أ_1}}$ = ٣٠٤ر

* الأرقام فى هذا المثال مأخوذة عن عماد الدين سلطان (١٩٦٧) .

أولا - حساب تشبعات الاختبارات بالعامل المركزى الأول

لكى يتم حساب هذه التشبعات يلجأ الباحث الى الخطوات التالية

(١) ملء الخانات القطرية التى تدل على معاملات الارتباط بين الاختبار ونفسه وتوجد عدة طرق مقترحة منها :

أ - استخدام الواحد الصحيح وهى طريقة تؤدى الى زيادة درجة المصفوفة الى أقصى حد .

ب - استخدام معامل ثبات الاختبار وهى الطريقة المباشرة فى التعبير عن ارتباط الاختبار بنفسه .

جـ - استخدام اشتراكيات الاختبار Communalities والتى يرمز لها بالانجليزية بالرمز h2 وبالعربية (هـ٢) وهى الطريقة التى يفضلها ثرستون لانها تدل على النسبة من التباين الكلى التى ترتبط بالمتغيرات الاخرى ، كما تقلل من درجة المصفوفة الى أدنى حد، وتؤدى العوامل المستخلصة فى هذه الحالة الى اعادة حساب معاملات الارتباط بطريقة أفضل .

وأبسط طريقة مبدئية لتقدير الاشتراكيات (هـ٢) هى وضع أعلى معامل ارتباط للاختبار مع غيره من الاختبارات،وتعتبر تقديرا أوليا يطرأ عليه تعديلات لاحقة . ويجب أن نلاحظ أن قيمتها لابد وان تكون دائما موجبة بصرف النظر عن إشارتها الأصلية فى معامل الارتباط الموجود فى سطر وعمود الاختبار .

(٢) يعد الجدول الكامل لمصفوفة الارتباط كما هو موضح فى الجدول (٩٦) ثم تجمع القيم الارتباطية فى كل عمود وكل سطر بدون اضافة الاشتراكيات ويجب أن نلاحظ أن حاصل جمع كل عمود لابد أن يساوى حاصل جمع السطر المناظر له ، كما أن المجموع الكلى للأسطر لابد أن يساوى المجموع الكلى للأعمدة وهو فى مثالنا مج ر = ١٤ر٨

(٣) تضاف قيمة كل اشتراكية الى القيمة المقابلة لها فى السطر (ر) فنحصل على قيمة السطر (أ) ثم نحسب المجموع الكلى لهذه القيم لنحصل على القيمة (مج أ) فى العمود الأخير من اليسار ومقداره = ٨٣٠ر١٠

(٤) ايجاد الجذر التربيعي للقيمة مج $أ_1$ ومقداره = ٢٩١ر٣

(٥) ايجاد مقلوب الجذر التربيعي للقيمة (مج $أ_1$) أو بعبارة أخرى $\frac{1}{\sqrt{مج\ أ_1}}$ ومقداره في مثالنا = ٣٠٤ر

(٦) نضرب كل قيمة من القيم السطر ($أ_1$) في مقلوب الجذر التربيعي السابق (أي ٣٠٤ر) فنحصل على تشبع كل اختبار بالعامل المركزي الأول ($ث_1$) والتي سجلناها في السطر الأخير من الجدول

(٧) وبمراجعة العمليات الحسابية نوجد حاصل جمع كل التشبعات بالعامل المركزي الأول حيث يجب أن يساوي هذا المجموع القيمة مج أ

ويوضح الجدول (٩٦) هذه الخطوات.

ثانيا ـ حساب مصفوفة الارتباطات الناتجة من تشبعات العامل الأول

ويتم ذلك بالخطوات الآتية

١ ـ ترتيب تشبعات الاختبارات بالعامل الأول أفقيا ورأسيا تبعا لترتيب الاختبارات في المصفوفة الأصلية لإعداد مصفوفة جديدة.

٢ ـ تملأ خانات المصفوفة الجديدة بالقيم الناتجة عن ضرب كل قيمة على رأس العمود في القيمة المناظرة في السطر الى اليسار ويوضع الناتج في الخانة

ويوضح الجدول (٩٧) مصفوفة الارتباطات هذه

جدول (٩٧) مصفوفة الارتباطات الناتجة عن تشبعات المتغيرات بالعامل المركزي الأول

التشبع		٩٦ص	٦٦٥ر	٦٤٣ر	١٩ص	٤٣٤ر	٤٣٥ر
	المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦
٩٦ص	١	(٣٥٥ر)	٣٩٦ر	٣٨٣ر	٣٠٩ر	٢٥٩ر	٢٥٩ر
٦٦٥ر	٢	٣٩٦ر	(٤٤٢ر)	٤٢٨ر	٣٤٥ر	٢٨٩ر	٢٨٩ر
٦٤٣ر	٣	٣٨٣ر	٤٢٨ر	(٤١٣ر)	٣٣٤ر	٢٧٩ر	٢٨٠ر
١٩ص	٤	٣ ٩ر	٣٤٥ر	٣٣٤ر	(٢٦٩ر)	٢٢٥ر	٢٢٦ر
٤٣٤ر	٥	٢٥٩ر	٢٨٩ر	٢٧٩ر	٢٢٥ر	(١٨٨ر)	١٨٩ر
٤٣٥ر	٦	٢٥٩ر	٢٨٩ر	٢٨٠ر	٢٢٦ر	١٨٩ر	١٨٩ر

ثالثا ــ حساب مصفوفة بواقى العامل الأول :

للحصول على مصفوفة بواقى العامل المركزى الأول يقوم الباحث بطرح كل قيمة فى الجدول (٩٧) من القيمة المناظرة لها فى جدول مصفوفة الارتباط الأصلية أى الجدول (٩٦) ويوضح الجدول (٩٨) هذه البواقى .

مع ملاحظةان مجموع الأعمدة والصفوف فى هذه المصفوفة يجب أن يقترب من الصفر .

جدول (٩٨) مصفوفة بواقى العامل المركزى الأول

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	(١٤٨ر)	١٠٧ر	٠٥٧ر	- ١٩٩ر	- ٠٦٦ر	- ٠٤٨ر
٢	١٠٧ر	(٠٦١ر)	٠٦٧ر	- ٠٣٢ر	- ١٤٤ر	- ٦٠ر
٣	٠٥٧ر	٠٦٧ر	(٠٨٢ر)	- ١٢١ر	- ١٢١ر	- ٠٣٥ر
٤	-١٩٩ر	-٠٣٢ر	-١٢١ر	(١٤١ر)	١٨٥ر	٠٢٤ر
٥	-٠٦٦ر	-١٤٤ر	-١٢١ر	١٨٥ر	(٢٢٢ر)	- ٠٧٧ر
٦	-٠٤٨ر	-٠٦٠ر	٠٣٥ر	٠٢٤ر	- ٠٧٧ر	(١٢٦ر)
المجموع	-٠٠١ر	-٠٠١ر	-٠٠١ر	-٠٠٢ر	- ٠٠١ر	٠٠٠ر

رابعا : حساب تشبعات الاختبارات بالعامل المركزى الثانى :

فى حساب تشبعات الاختبارات بالعامل المركزى الثانى تستخدم نفس الخطوات التى استخدمناها فى حساب تشبعات العامل المركزى الأول باستخدام مصفوفة البواقى مع ملاحظة ضرورة اعادة تقدير الاشتراكيات فنضع فى الخانات القطرية أعلى معامل ارتباط جديد فى العمود والسطر بغض النظر عن إشارته الجبرية ، وهذا مافعلناه فى الجدول رقم (٩٩).

ويجب أن نلاحظ هنا خطوة هامة لاتوجد عادة فى حساب تشبعات

العامل المركزي الأول وهى أن حاصل جمع بعض الأعمدة (والسطوربالطبع) بدون الاشتراكيات يكون سالبا • كما هو موضح فى الجدول (٩٩) وفى هذه الحالة يجب تغيير اشارات قيم بعض السطور والاعمدة المقابلة لهذا المجموع بحيث نحصل على مجموع جبرى موجب للعمود كلما كان ذلك ممكنا • ويبدأ هذا التغيير بالعمود الذى يكون مجموعة أعلى مقدار سالب •

ويتضح من معفوفة الارتباطات المبينة فى الجدول(٩٩)أن مجموع عمود المتغير الخامس هو أعلى مجموع سالب وبالتالى فهو الذى يحتاج الى البدء بتغيير اشاراته ، وحتى لاتختلط الأمور على الباحث عليه أن يضع علامة مميزة على رأس العمود والسطر المقابل لهذا المتغير تدل على أن هذا المتغير تم تغيير إشاراته • وتوضع هذه العلامات بعدد مرات تغير الاشارات للمتغير • ومعنى ذلك أنه قد توضع أكثر من علامة على رأس المتغير الواحد • لاحظ أننا استخدمنا هنا العلامة (*) لتدل على ذلك كما هو موضح فى الجدول (٩٩) ، ولاحظ أننا وضعنا لكل تشبع اشارته الجبرية الأصلية (+) أو (–) قبل اجراء أى تعديل ماعدا الخانات القطرية •

وبعد تغيير إشارات الاختبار الخامس نعيد جمع الأعمدة (والسطور) فنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغييرإشارات المتغيرالخامس ، ثم نعيد فحص المجاميع الجديدة ونحدد أكبر مجموع سالب فيها ثم نغير اشارات المتغير المقابل لهذا المجموع ، وفى مثالنا هذا نجد أن حاصل جمع ارتباطات الاختبار الرابع هذه المرة هو أعلى مجموع سالب، وفى هذه الحالة يجب تحويل هذا المجموع السالب الى قيمة موجبة عن طريق تغيير اشارات هذا المتغير فى كل من العمود والسطر ونضع علامة على رأس الاختبار الرابع عمودا وسطرا ، ثم نعيد جمع الأعمدة والسطور فنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغيير اشارات الاختبار الرابع • ومرة أخرى نعيد فحص المجاميع الجديدة فاذا كانت لاتزال توجد بعض القيم السالبة لابد من اجراء نفس الخطوات السابقة •فمثلا نجد فى مثالنا ان مجموع إرتباطات الاختبار السادس هو المجموع

السالب الوحيد ، فنغير اشارات هذا الاختبار سطرا وعمودا ونجمع الاعمدة والسطور بعد هذا التغيير فنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغيير اشارات الاختبار السادس . ونلاحظ بعد هذا التغيير الاخير ان مجاميع الاعمدة والسطور اصبحت جميعهـا موجبـــــة .

وبعد هذا نعيد تقدير الاشتراكيات ثم نضيفها الى مجاميع الاعمدة بعد التعديـلات الاخيرة ، ونتابع خطوات حساب تشبعات الاختبارات بالعامل المركزى الثانى بنفس خطوات حساب تشبعاتها بالعامل المركزى الاول كما بينا آنفـا .

جدول رقـم (٩٩)

معفوفة ارتباطات بواقى العامل الاول وخطوات حساب تشبعات المتغيرات بالعامل المركزى الثانى

المتغيـر	١	٢	٣	٤ *	٥ *	٦ *	المجموع
١	(١٩٩ر)	+١٠٧ر	+٠٥٧ر	±١٩٩ر	±٠٦٦ر	±٠٤٨ر	
٢	+١٠٧ر	(١٤٤ر)	+٠٦٧ر	±٠٣٢ر	±١٤٤ر	±٠٦٠ر	
٣	+٠٥٧ر	+٠٦٧ر	(١٢١ر)	±١٢١ر	±١٢١ر	∓٠٣٥ر	
* ٤	±١٩٩ر	±٠٣٢ر	±١٢١ر	(١٩٩ر)	∓١٨٥ر	∓٠٢٤ر	
* ٥	±٠٦٦ر	±١٤٤ر	±١٢١ر	∓١٨٥ر	(١٨٥ر)	∓٠٧٧ر	
* ٦	±٠٤٨ر	±٠٦٠ر	∓٠٣٥ر	∓٠٢٤ر	∓٠٧٧ر	(٠٧٧ر)	
المجموع الاصلى بدون اشتراكيات (ر)	−١٤٩ر	−٠٦٢ر	−٠٨٣ر	−١٤٣ر	−٢٢٣ر	−١٢٦ر	−٧٨٦ر
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٥)	−٠١٧ر	٢٢٦ر	١٥٩ر	−٠١٣ر	٢٢٣ر	٠٢٨ر	١٠٦ر
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٤)	٢٨١ر	٢٩٠ر	٤٠١ر	٠١٣ر	٠٩٣ر	−٠٢٠ر	٢ر١٥٨
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٦)	٤٧٧ر	٤١٠ر	٣٣١ر	٠٦١ر	٤٣٩ر	٠٢٠ر	٢ر٢٢٨ = مجـ ر
المجموع بعد اضافة الاشتراكيات ($أ_٢$)	٦٧٦ر	٥٥٤ر	٤٥٢ر	٧٦٠ر	٦٢٤ر	٠٩٧ر	٣ر١٦٣ = مجـ $أ_٢$
التشبعات بالعامل الثانى	٣٧٩ر	٣١٠ر	٣٥٣ر	٤٢٦ر	٣٤٩ر	٠٥٤ر	$\frac{١}{\sqrt{مجـ أ_٢}}$ = ٥٦٠ر
التشبعات باشاراتها الاصلية (شـ٢)	٣٧٩ر	٣١٠ر	٣٥٣ر	−٤٢٦ر	−٣٤٩ر	−٠٥٤ر	

ويجب أن نلاحظ هنا أن إشارات تشبعات المتغيرات بالعامل الثانى تتحدد بعدد مرات تغيير اشارات المتغير على النحو الآتى :

١ ـ الاختبار الذى تتغير اشاراته مرة واحدة أو عددا فرديا من المرات تكون اشارة تشبعه عكس اشارة تشبعه بالعامل السابق • ويتحدد عدد مرات تغيير اشارات المتغير بعدد العلامات (*) التى وضعت له •

١ ـ الاختبار الذى لاتتغير اشاراته أو الذى تتغير إشاراته عددا زوجيا من المرات تكون اشارة تشبعه هى نفس اشارة تشبعه بالعامل السابق •

وفى مثالنا هنا نقول أن اشارات تشبعات المتغيرات ٤، ٥، ٦ لابد أن تكون سالبة (عكس اشارات تشبعات هذه الاختبارات بالعامل الأول) وذلك لأن اشارات كل منها تغيرت مرة واحدة بينما تكون اشارات تشبعات المتغيرات ١، ٢، ٣ موجبة (نفس اشارات تشبعاتها بالعامل الأول) لأن هذه الاختبارات لم تتغير اشاراتها • ويتضح ذلك فى السطر الأخير من الجدول (٩٩) •

خامسا ـ الخطوات التالية هى حساب معفوفة الارتباطات الناتجة عن تشبعات الاختبارات بالعامل الثانى ثم حساب معفوفة بواقى العامل الثانى ثم حساب تشبع الاختبارات بالعامل الثالث بنفس خطوات حساب تشبع الاختبارات بالعامل الثانى مع ملاحظة اعادة تقدير الاشتراكيات مرة أخرى وتغيير الاشارات كلما تطلب الامر ذلك •

ويستمر الباحث فى تحليله العاملى وفى كل مرة يستخدم نفس الخطوات السابقة لحساب تشبع المتغيرات بالعوامل اللاحقة •

سادسا ـ متى يتوقف التحليل العاملى:

بالطبع لايستمر التحليل العاملى دون توقف عند حد معين والا فان الباحث يحصل على عدد من العوامل يساوى عدد المتغيرات (فى بعض الطرق التحليل العاملى) أو يساوى (ن ـ ١) أى عدداً من العوامل أقل من عدد المتغيرات بواحد صحيح فى بعض الطرق الأخرى

حيث ن = عدد المتغيرات.وفى هذه الحالة نجد أن عددا كبيرا من العوامل الاضافية التى يحصل عليها الباحث لاقيمة له وقد لايتعدى حدود العوامل الخاصة .

ولذلك اقترحت محكات عديدة لتحديد متى يتوقف استخراج العوامل وهذه المحكات تقريبية فى معظمها وأشهرها وأبسطها معادلة **بيرت وبانكس** وهى معادلة لتحديد الخطأ المعيارى لتشبع الصفرى وهى كما يلى :

$$ع_{ش} = \frac{(١ - ش^{٢}) \times \sqrt{ك}}{ن\,(ك - ت - ١)}$$

حيث يدل الرمز $ع_{ش}$ على الخطأ المعيارى للتشبع .

ش على تشبع المتغير بالعامل .

ك على عدد المتغيرات فى البطارية .

ت على رقم العامل أو ترتيبه فى التحليل كأن يكون العامل الأول أو الثانى أو الثالث ... الخ.

ن على عدد أفراد العينة .

ويقترح **فرشون** استخدام ضعف الخطأ المعيارى للتشبعات (أى ضرب الخطأ المعيارى لكل تشبع × ٢) ثم تقارن التشبعات بضعف أخطائها المعيارية ، وفى هذه الحالة يكون للعامل دلالة احصائية اذا كان عدد تشبعاته التى تزيد من ضعف اخطائها المعيارية نصف هذه التشبعات.أما اذا كان عدد هذه التشبعات أقل من النصف فان العامل لاتصبح له دلالة احصائية.ويدل هذا على الحد الذى ينتهى عنده التحليل العاملى (قد يتشدد بعض الباحثين ويشترط تجاوز التشبعات لثلاثة أمثال أخطائها المعيارية) .

وبتطبيق المعادلة السابقة على العاملين اللذين استخرجناهما فى المثال الحالى نحصل على البيانات الموضحة فى الجدول رقم (١٠٠) بافتراض أن (ن = ١٠٠)

جدول (١٠٠) الأخطاء المعيارية لتشبعات المتغيرات بعاملين باستخدام معادلة بيرت وبانكس

المتغيرات	العامل الأول			العامل الثانى		
	ش ١	ع ش ١	٢ع ش ١	ش ٢	ع ش ٢	٢ع ش ٢
١	٥٩٦ر	٠٨ر	١٦ر	٣٧٩ر	١٢ر	٢٤ر
٢	٦٦٥ر	٠٧ر	١٤ر	٣١٠ر	١٣ر	٢٦ر
٣	٦٤٣ر	٠٧ر	١٤ر	٣٥٣ر	١٢ر	٢٤ر
٤	٥١٩ر	٠٩ر	١٨ر	— ٤٢٦ر	١٢ر	٢٤ر
٥	٤٣٤ر	١٠ر	٢٠ر	— ٣٤٩ر	١٢ر	٢٤ر
٦	٤٣٥ر	١٠ر	٢٠ر	— ٠٥٤ر	١٤ر	٢٨ر

ومن هذا الجدول يتضح أن العامل الأول دال حيث أن جميع تشبعاته تجاوزت ضعف أخطائها المعيارية . وكذلك فان العامل الثانى دال أيضا حيث أن عدد تشبعاته التى تجاوزت ضعف أخطائها المعيارية ٥ تشبعات من بين التشبعات الستة وهو أكبر من نصف عدد هذه التشبعات. وهكذا تطبق المعادلة على العوامل التالية حتى نصل الى العامل غير الدال (أى عدد تشبعاته الدالة من النصف) وحينئذ يتوقف التحليل.

سابعا ـ اعداد مصفوفة تشبعات الاختبارات بالعوامل :

ينتهى التحليل العاملى فى هذه المرحلة باعداد مصفوفة تشبعات المتغيرات التى تم استخراجها على النحو السابق . ويوضح الجدول رقم (١٠١) مصفوفة تشبعات المتغيرات السته السابقة بالعاملين اللذين حصلنا عليهما بالاضافة الى العامل الثالث(الذى طلب منك حساب تشبعاته فى التدريب السابق)وقد وضعنا العلامة (*) للتشبعات الدالة بالطريقة السابقة .

جدول رقم (١٠١) مصفوفة تشبعات المتغيرات الستة بالعوامل الثلاثـــــة

الاختبارات	التشبع بالعامل الأول (ش ١)	التشبع بالعامل الثانى (ش ٢)	التشبع بالعامل الثالث (ش ٣)
١	* ٥٩٦ر	* ٣٧٩ر	١٣٧ر
٢	* ٦٦٥ر	* ٣١٠ر	١٣٧ر
٣	* ٦٤٣ر	* ٣٥٣ر	١٧٥ر
٤	* ٥١٩ر	* − ٤٢٦ر	١٣٤ر
٥	* ٤٣٤ر	* − ٣٤٩ر	٢٦٣ر
٦	* ٤٣٥ر	− ٠٥٤ر	٢٨١ر

ومن هذا الجدول يتضح أن العامل الثالث غير دال باستخدام معادلة بيرت وبانكس وبالتالى يتوقف التحليل عند هذا العامــــل ويكتفى هذا الباحث بالعاملين الأول والثانى دون إجراء مزيد من التحليل.

ثامنا – بعض الخطوات الهامة الأخرى فى التحليل العاملى :

١– اشتراكيات المتغيرات :

تحسب اشتراكية كل اختبار بحاصل جمع مربعات تشبعات المتغير فى العوامل التى استخرجت ولها دلالة احصائية فمثلا اشتراكية المتغير الأول (٥٩٦ر)^{٢} + (٣٧٩ر)^{٢} وتسمى القيمة الناتجة بالانجليزية h^2 ويمكن أن نترجم هذا الرمز بالعربية (هـ ٢) وهى تعبر عـــن نسبة إسهام العوامل المشتركة فى المتغير كما تدل مكوناتها علـــى إسهام كل عامل على حدة فى المتغير .

٢– انفراديات الاختبارات :

وتحسب بالمعادلة الاتية غ^{٢} = ١ – هـ^{٢}

وهى تعبر عن نسبة اسهام العوامل المنفردة أو الخاصـــــة أو النوعية فى المتغير .

٣– يمكن الحصول على مجموع مربعات تشبعات كل عامل على حده ومن هذا المجموع نحصل على نسبة اسهام العامل فى التباين الكلى ويمكـــن

او تتحول هذه النسبة الى نسبة مئوية لتصبح النسبة المئوية لتباين العامل كما يلى :

النسبة المئوية لتباين العامل = (مجموع مربعات تشبعات العامل) / عدد الاختبارات × ١٠٠

٤ ـ ويمكن الحصول على مجموع نسب التباين للعوامل المشتركة وذلك بجمع نسب تباين هذه العوامل ويدل هذا المجموع على التباين المشترك ٠

٥ ـ كما يمكن الحصول على نسب التباين للعوامل المنفردة ٠

٦ ـ واذا جمعنا مجموع نسب تباين العوامل المشتركة وتباين العوامل المنفردة نحصل على التباين الكلى. ولابد أن يكون المجموع فى هذه الحالة هو الواحد الصحيح، او ١٠٠٪ اذا كان نعتمد على النسب المئوية ويوضح الجدول رقم (١٠٢) هذه البيانات :

جدول رقم (١٠٢)

تقدير الاشتراكيات والانفراديات واسهام العوامل فى التباين الكلى لثلاثة عوامل

المتغير	التشبعات			مربعات التشبعات			الاشتراكيات	الانفراديات
	ش١	ش٢	ش٣	ش١٢	ش٢٢	ش٣٢	$هـ^2$	$خ^2$
١	٥٩٦ر	٢٧٩ر	ـ١٣٧ر	٣٥٥ر	٠٧٨ر	٠١٩ر	٤٥٢ر	٥٤٨ر
٢	٦٦٥ر	٣١٠ر	ـ١٣٧ر	٤٤٢ر	٠٩٦ر	٠١٩ر	٥٥٧ر	٤٤٣ر
٣	٦٤٣ر	٣٥٣ر	١٧٥ر	٤١٣ر	١٢٥ر	٠٣١ر	٥٦٩ر	٤٣١ر
٤	٥١٩ر	ـ٤٢٦ر	١٣٤ر	٢٦٩ر	١٨١ر	٠١٨ر	٤٦٨ر	٥٣٢ر
٥	٤٣٤ر	ـ٣٤٩ر	٢٦٣ر	١٨٨ر	١٢٢ر	٠٦٩ر	٣٧٩ر	٦٢١ر
٦	٤٣٥ر	ـ٠٥٤ر	ـ٢٨١ر	١٨٩ر	٠٠٣ر	٠٧٩ر	٢٧١ر	٧٢٩ر
مجموع مربعات التشبعات او التباين (الجذر الكامن)				٨٥٦ر١	٦٠٥ر	٢٣٥ر	٦٩٦ر٢	
النسبة المئوية لايسهام التباين (الجذر الكامن) فى التباين الاقصى				٩٢ر٣٠	٠٨ر١٠	٩٢ر٣		

ويدل مجموع مربعات التشبعات على التباين المحسوب أو المستخرج بالتحليل العاملى ، ويسمى بلغة برامج الحاسوب (الكومبيوتر) الجذر الكامن latent root أو eigenvalue ، وهى مصطلحات مأخوذة من علم جبر المصفوفات .

ولعلك تلاحظ من جدول (١٠٢) ما يلى :

١ - أن قيم الجذور الكامنة تتناقص تدريجيا ابتداءً من العامل الأول حيث له أكبر جذر كامن وحتى العامل الثالث وله أقل جذر كامن لأن التحليل العامل يستخرج الحد الأقصى الممكن لتباين كل عامل فى كل مرة .

٢ - أن مجموع الجذور الكامنة يساوى مجموع الاشتراكيات (مج هـ^{٢}) . ومن الوجهة المثالية أن يكون مجموع التباينات المحسوبة (الجذور الكامنة) للعوامل مساويا لعددها .

وفى مثالنا الحالى أقصى حد لهذا التباين هو ٦ (وهو عدد المتغيرات) .

وهذا يتطلب بالطبع استخراج عدد من العوامل يساوى عدد المتغيرات (وهذا مايحدث فى بعض طرق التحليل العاملى كالمكونات الأساسية) ، إلا أننا توقفنا - كما تذكر - عند العامل الثالث بسبب عدم دلالة أى عوامل تالية مادام العامل الثالث نفسه غير دال .

٣ - من الطرق الملائمة للتعبير عن التباين لكل عامل(أوجذره الكامن) تحويله الى نسبة مئوية من التباين الكلى الأقصى (وهو فى مثالنا ٦ كما بينا) وذلك بقسمة الجذر الكامن على عدد المتغيرات وضرب القيمة فى ١٠٠ على النحو الآتى :

$$\text{النسبة المئوية للتباين} = \frac{\text{الجذر الكامن}}{\text{عدد المتغيرات}} \times ١٠٠$$

وبحساب هذه النسبة للعامل الأول

$$= \frac{١٫٨٥٦}{٦} \times ١٠٠ = ٣٠٫٩٣ \%$$

وهكذا بالنسبة للعاملين الآخرين . وهذه النسبة تعطينافكرة عن اسهام كل عامل فى التباين الكلى أو الأقصى لجميع المتغيرات . وكلما زادت هذه النسبة دل ذلك على أن المتغيرات التى تؤلف هذا العامل بينها قدر كبير من الاشتراك.

ويمكن استخدام الجذر الكامن أيضاكمحك لتحديد متى يتوقف التحليل العاملى . وهو المحك الذى يلجأ اليه الحاسوب فى اتخاذ قرار التوقف من التحليل . وأشهر الطرق التى تستخدم هذا المحك الطريقة التى اقترحها جتمان ثم طورها كايزر kaiser من بعده وأصبح اسمه (أى كايزر) يطلق عليها وهىطريقة بسيطة تتلخص فى الإبقاء على العوامل التى تزيد جذورها الكامنة على الواحد الصحيح . وبهذا المعنى فان العامل الأول فقط فى مثالنا هو العامل الدال الذى نتوقف بعده عن التحليل . الا أن هذا المحك أكثر ملاءمة لطريقة معينة فى التحليل العاملى هى طريقة المكونات الأساسية Principal Components التى يستخدمها الحاسوب عادة (وهى أدق رياضيا من الطريقة المركزية الا أنها أصعب وأشق فى التناول اليدوى). كما يرى بعض الباحثين – ومنهم ريموند كاتل – أن طريقة كايزر تصلح حين يكون عدد المتغيرات كبيرا (أكثر من ٢٠ متغيرا) . (*)

الطرق المباشرة فى التحليل العاملى :

الطريقة المركزية فى التحليل العاملى التى شرحناها فيماسبق تنتمى الى مايسمى الطرق المباشرة direct methods فى التحليل العاملى ،وتوجد طرق أخرى من هذا النوع يشار اليها

---

* يذكر (Fruchter, 1954) أنه يوجد ٢٥ محكا للحكم على مدى يتوقف التحليل العاملى منها محك تكر ، وقاعدة همفرى، ومحك كومبس ،وقد اقتصرنا هنا على محك بيرت وبانكس اليدوى ومحك الجذر الكامن المستخدم فى برامج الكومبيوتر .

فى البحوث واشهرها مرة اخرى الطريقة المركزيه لشرستون وطريقة الجمع البسيط لبيرت (وهما متكافئتان) ، وطريقة المحاور الأساسية لبيرسون والمكونات الأساسية لهوتلنج (وهمامتكافئتان أيضا) ، واذا كانت المجموعة الأولى من الطرق هى الأكثر شيوعا فى عصر ماقبل الكومبيوتر، فان المجموعة الثانية هى الشائعة الآن فى الوقت الحاضر (*) وكانت الصعوبة الجوهرية فى استخدام طريقتى المحاور الأساسية والمكونات الأساسية قبل شيوع الحاسوب هى الجهد الحسابى الهائل الذى تضمناه ، ويضاف اليهما طريقتان أخريان تلائمان أيضا الكومبيوتر ، وشاع استخدامها كذلك فى السنوات الأخيرة هما طريقة الاحتمال الأقصى التى ابتكرها لولى ، وطريقة اختزال البواقى mininizing residuals أو Minres

---

* دون الدخول فى تفاصيل فنية وتعقيد للأمور على القارئ العادى نقول أن المجموعة الأولى من الطرق (الطريقةالمركزية والجمع البسيط) تنتمى الى نموذج يسمى عادة التحليل العاملى أما المجموعة الثانية (المحاور الأساسية والمكونات الأساسية) فتنتمى الى نموذج آخر يسمى تحليل المكونات Component analysis ، وكلاهما يؤدى الى الحل العاملى المباشر direct factor solution . والتمييز بين النموذجين هو أننا فى التحليل العاملى يكون هناك اهتمام بوجود التباين النوعى أو الخاص (الانفراديات كماسبق أن شرحنا)، بينما فى تحليل المكونات يتم تجاهل هذا العنصر.وهكذا فان التباين الكلى للاختبار أو المتغيرفى التحليل العاملى يتألف من مجموع التباين المشترك والتباين النوع أوالخاص .

أمافى نموذج تحليل المكونات فان التباين النوعى أوالخاص (الانفراديات)يذوب فى التباين المشترك ليعطى مايسمى "العوامل المشتركة الهجينة" hybrid والتى تتضمن بالضرورة نسبا ضئيلة من التباين النوعى أوالخاص ،لاتكون لها أهميةتذكرفى العوامل الأولى الهامةوالقليلة العددعادة .ويرى بعض الباحثين أن تلوث هذه العوامل المشتركة بالتباين لايدعو الىالقلق حول الصورة العامة التى نحصل عليها من التحليل .

كما تسمى اختصارا والتى ابتكرها هارمان • ولايتسع مقام هذا الكتاب لشرح جميع هذه الطرق ، وعموما فنحن بصدد اعداد كتاب مستقل عن (التحليل العاملى) بتناول هذه الطرق جميعا وغيرها بالتفصيل •

ولكن لماذا تسمى هذه الطرق بالطرق المباشرة ؟ السبب فى ذلك أن مصفوفة العوامل التى نحصل عليها بهذه الطرق تشتق مباشرة من مصفوفة الارتباط بتطبيق أحد النموذجين الرياضيين السابقين حول التباين النوعى أو الخاص • وقد يلجأ الباحث مباشرة الى نتائج التحليل المباشر فى تفسير العوامل التى يحصل عليها • وفى مثالنا السابق (جدول ١٠٠) قد يفسر الباحث نتائج التحليل المباشر بالطريقة المركزية على أساس أن العامل الأول عامل عام (فتشبعاته جميعا موجبة ودالة)- وسوف نشير فيما بعد الى أن طريقة بيرت وبانكس التى أشرنا اليها يمكن الاستفادة بها أيضا فى الحكم على دلالة التشبعات• أما العامل الثانى فهو عامل ثنائى القطب bipolar ومعنى ذلك أنه يقيس سمة ذات قطبين أحدهما موجب والآخر سالب (كالانبساط فى مقابل الانطواء مثلا) •أما العامل الثالث فهو غير دال وبالتالى يتجاهله التفسير •

الا أن الحل العاملى المباشر قد يزود الباحث بعوامل (أو مكونات أساسية) لاتقبل التفسير ، كما أنه قد لايفيد فى تسهيل تقدير الدرجات العاملية factor scores لعينة الأفراد موضع البحث ، ولهذا لابد من اللجوء الى حلول إضافية غير مباشرة تسمى تدوير المحاور•

نحو مزيد من المعنى الهندسى لمعامل الارتباط :

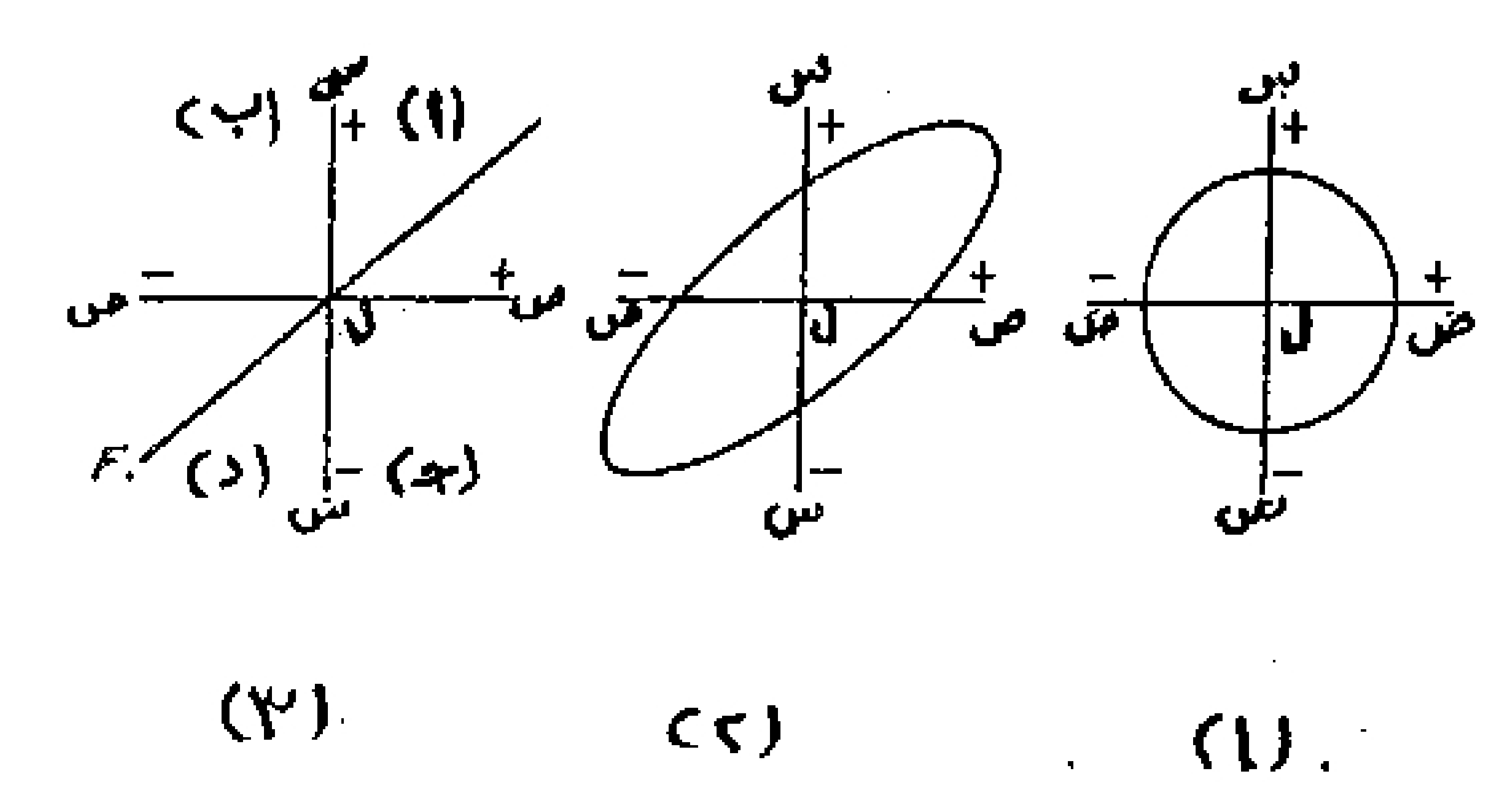
ولكى نوضح ذلك لابد من الاشارة المختصرة والمبسطة الى بعض الخصائص الهندسية للتحليل العاملى • وسوف نلجأ الى هذا المنحى لمزيد من التوضيح لطبيعة التحليل العاملى (لسهولته النسبية فى التناول بالنسبة الى القارئ العادى) بدلا من لغة جبر المصفوفات التى يستخدمها البعض لأنها

تتطلب خبرة وتدريبا فى الرياضيات ، على الرغم من أن المنحى الجبرى هو الأكثر عمومية .

ونبدأ ذلك بالاشارة الى ماسبق أن بيناه – فى الفصل التاسع – عن الطبيعة الهندسية لمعامل الارتباط ، ولعلك تذكر أننا فى هذا الفصل ذكرنا أنه يمكن التعبير عن العلاقة بين متغيرين فى صورة زاوية بين محورين axes فاذا كانت الزاوية حادة دل ذلك على معامل ارتباط موجب ، واذا كانت منفرجة دل ذلك على معامل ارتباط سالب (أى أن المحورين مائلان) واذا كانت قائمة دل ذلك على معامل ارتباط صفرى (أى أن المحورين متعامدان) ، أما الزاوية الصفرية فتدل على معامل الارتباط الكامل الموجب .

ومعامل الارتباط الذى يستند الى افتراضاته الأساسية أسلوب التحليل العاملى هو الذى يعبر عن العلاقة الخطية بين متغيرين ، فاذا كانت العلاقة غير خطية (أى منحنيه انحناء دالا كما سنوضح فيما بعد) فانها لاتلائم التحليل العاملى . فافتراض الخطية يعد أساسيا لأى بيانات يريد الباحث تحليلها بهذه الطريقة الاحصائية .

ولعلك تذكر أيضا أن معامل الارتباط يستند فى جوهره على مفهوم الدرجة المعيارية . فاذا تم تحويل جميع الدرجات الخام الى درجات معيارية فان الدرجات الخام الأعلى من المتوسط تصبح موجبة ، بينما تلك التى تقل عنه تصبح سالبة ، أما الدرجات التى تساوى المتوسط تماما تكون صفرية (راجع الفصل الثامن) ، عبرنا عن هذه الدرجات المعيارية بالرسم فاننا نحتاج الى تغيير صورة القطع الناقص ellipse المعبر عن المحورين (س ، ص) وتوزيع درجات الأفراد بينهما (كما هو الحال فى الفصل التاسع) بحيث تصبح نقطة الأصل (أو نقطة تلاقى المحورين) فى المنتصف بدلا من أن تكون فى البداية كما هو موضح فى الشكل رقم (٥٠) .



(٣) (٢) (١)

الشكل (٥٠) رسوم انتشار تدل على المحاور (العلاقة الصفرية ١) وميل المحاور (العلاقة الموجبة او السالبة ٢) وتطابق المحاور (العلاقة الكاملة ٣) .

ومعنى أن نقطة الأصل (ل) أصبحت فى المنتصف أنها تقع عند متوسطى مجموعتى الدرجات المعيارية ، ومعنى ذلك أن الدرجات على طول الخطين من ل حتى + س ، ومن ل حتى + ص موجبة ، بينما تلك التى تقع على طول الخطين من ل حتى — س، ومن ل حتى — ص سالبة ، وأى مفحوص يحصل على درجتين أعلى من متوسطى المتغيرين (س ، ص) يكون موضعه فى الربع (أ) أما اذا كانت درجتاه فى المتغيرين أقل من متوسطها يكون موضعه فى الربع (د) ، أما اذا كانت درجته أعلى من متوسط (س) ولكنها أقل من متوسط (ص) يكون موضعه فى الربع (ب) فاذا كانت درجة فى الاتجاه العكسى أى أقل من متوسط(س) ولكنها أعلى من متوسط (ص) يكون موضعه فى الربع (جـ) . وبالطبع كلما زاد عدد المفحوصين فى الربعين (أ) ،(د) كان معامل الارتباط أقرب الى معامل الارتباط الموجب ، أما اذا كان عدد المفحوصين فى الربعين (ب) ، (جـ) أكبر فان ذلك يدل على معامل ارتباط سالب .

وهكذا يمكننا التعبير من معامل الارتباط فى ضوء عدد المفحوصين فى الأرباع الأربعة quadrants للشكل. فالخط المستقيم فى الشكل (٥٠ ـ جـ) يبين بوضوح علاقة كاملة لأنه لايوجد أحد من أفراد العينة فى الربعين ب ، جـ . أما القطع الناقص المتمثل فى الشكل (٥٠ ـ ب) فيعنى أنه يوجد عدد أكبر فى الربعين أ ، د وبالتالى يدل على علاقة موجبة . أما التوزيع الدائرى فى الشكل(٥٠ ـ أ) جـ الذى يدل على وجود أعداد متساوية تقريبا من المفحوصين فى الأرباع الاربعة للشكل فيعنى أن العلاقة صفرية .

لقد قلنا أن معامل الارتباط بين متغيرين يمكن التعبير عنه بالزاوية المحصورة بين خطين مستقيمين . وهذا الخطان اللذان يشار اليهما بالمصطلح الهندسى (المتجهات vectors) لهما خصائص مميزة ، لأنهما يجب أن يمثلا المتغيرين فى كل من السعة والاتجاه لكل منهما بالنسبة للآخر. والمحاور التى أشرنا اليها حتى الآن يمكن أن يمثلا اختبارين منفردين ، أو عاملين تم الحصول عليها بالطرق المباشرة للتحصيل العاملى .

الا أن الشائع هو تمثيل المحاور على أنهما متعامدان (أى أن تكون الزاوية المحصورة بينهما ٩٠° أو بعبارة أخرى العلاقة بينهما صفرية). الا أن هذه ـ فى الواقع ـ هى احدى الحالات المحتملة للعلاقة ، وهناك عدد كبير آخر من الحالات يمثله التمثيل المائل للمحاور (أى حين تكون هناك علاقة مابين المحورين) . وعندئذ لو أمكن تدوير المحاور ـ التى نرسمها كما تعودنا دائما على أنها متعامدة ـ حتى يصبح جيب تمام الزاوية cosine المحصورة بينهما يساوى عدديا معامل الارتباط بين المتغيرين ، وحينئذ يصبح المحوران متجهين للاختبارين (أو العاملين) .

والواقع بالفعل أن جيب تمام الزاوية بين محورين

يمثلان متغيرين (أو عاملين) هو بالفعل معامل الارتباط بينهما . ولكى تدرك هذا المعنى يمكنك مراجعة جدول جيوب تمام الزوايا . وفى هذا الجدول قد نجد أن جيب تمام الزاوية ٦٠° قيمته ٥ و،فاذا رسمت خطين لهما نفس الطول(أى اختبارات درجتهما من نوع الدرجة المعيارية) بينهما زاوية مقدارها ٦٠° فاننا بذلك نعبر عن معامل الارتباط بلغة المتجهات .

وتوجد حالتان خاصتان للزاويتين صفر° ، ٩٠° . فحين يتطابق المحوران تماما فان جيب تمام الزاوية المحصورة بينهما ومقدارها صفر يصبح الواحد الصحيح ، وهو المعبر عن الارتباط الكامل ، أما حين تكون الزاوية بين المحورين مقدارها ٩٠° ، فان جيب تمامها يساوى فى هذه الحالة صفرا وفى الحالة الأخيرة يسمى المحوران متعامدين Orthogonal أى أن معامل الارتباط بينهما (أو جيب تمام الزاوية المحصورة بينهما) يساوى الصفر . ومعنى ذلك أننا نستنتج من القيم الجدولية لجيوب تمام الزوايا أنه كلما زادت الزاوية بين المتجهين من صفر وحتى ٩٠° فان معامل الارتباط(أى جيوب التمام) تتناقص من الواحد الصحيح وحتى الصفر .وأى زاوية تمتد من الصفر وحتى ١٨٠°(باستبعاد الزاوية ٩٠°) تعبر عن أن المحورين مائلين Oblique . وبالطبع ـ مرة أخرى فإن الزوايا المنفرجة تعبر عن معاملات ارتباط سالبة ، فالزاوية ١٢٠° تعبر عن معامل ارتباط مقداره (ـ ٥ و) ، بينما الزاوية الحادة ٦٠° كما قلنا تعبر عن معامل ارتباط مقدارة (+ ٥ و) .

تدوير المحاور والطرق غير المباشرة فى التحليل العاملى :

يمكن توسيع نطاق المفاهيم السابقة ـ كما أشرنا موجزا من قبل ـ الى العوامل المستخرجة بالتحليل العاملى المباشر ، حيث يحل العامل محل المتغير الواحد(أو الاختبار)

وتصبح التشبعات بدائل للدرجات المعيارية ، وبها يعبر عن موضع المتغيرات (الاختبارات) فى الأرباع الأربعة من الشكل المعبر عن العلاقة بين محورين .

وحيث أن الرسم البيانى المعتاد هو التعبير عن هذه العلاقة بالتعامد أى بزاوية قائمة ، وحيث أن هذا التعبير قد يكون معبرا عن العلاقة الحقيقية بين المتغيرين (وهما هنا العاملان) فلابد من اللجوء الى تدوير المحاور Rotation of axes .

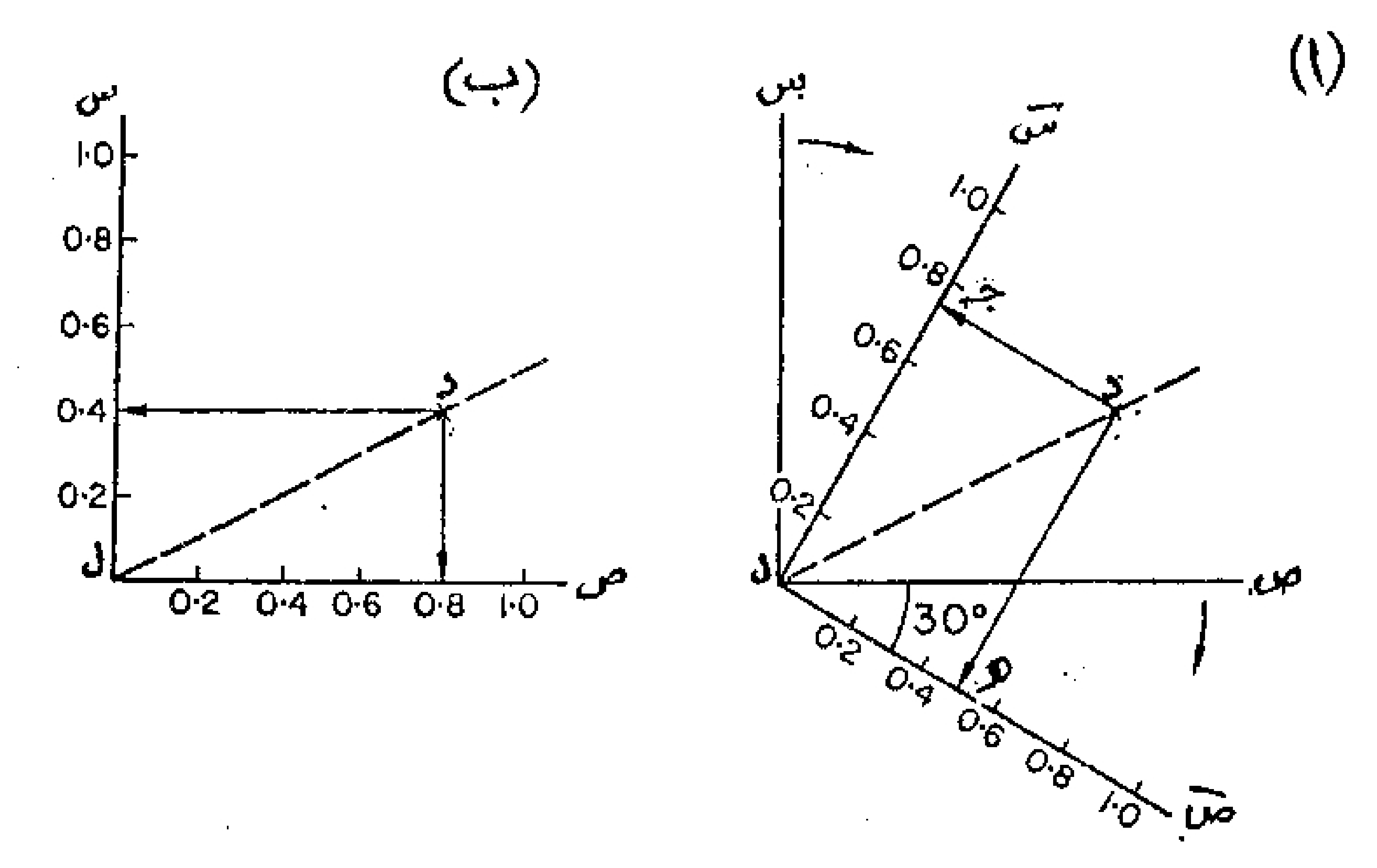
ومصطلح التدوير حين يطلق على المحاور المرجعية الدالة على العوامل المستخرجة بالطرق المباشرة يتضمن تماما مايعنيه ، أى ادارة المحاور حول نقطة الأصل حتى تصل الى وضع بديل . وبالطبع فان الصورة التى تظل عليها المحاور كما كانت فى صورتها الأصلية ، حيث تكون الزاوية ٩٠° هى أبسط حالات التدوير ، وتسمى هذه الحالة التدوير المتعامد للمحاور . وهذه هى الحالة الخاصة ، أما الحالة العامة فهى تدوير المحاور الى زوايا مختلفة حتى يصل الباحث الى التدوير المائل .

والجهد المطلوب فى تدوير المحاور ـ وخاصة اذا كان عدد العوامل كبيرا ـ جهد شاق للغاية ومضيع للكثير من الوقت اذا أجراه الباحث يدويا . وقد أدى التقدم الهائل فى برامج الحاسبات الالكترونية الى ظهور برامج جيدة تستخدم لهذا الغرض ، وقد أدى ذلك الى اعتماد الباحثين على هذه الطرق غير المباشرة أو التدوير التحليلى للعوامل ، والذى يعود الفضل الى شرستون فى ابتكارها وتبسيطها للباحثين فى عصر ماقبل الحاسوب .

والواقع أن تدوير العوامل ـ قبل عصر الكومبيوتر وخاصة عند شرستون كان نوعا من الفن أكثر منه علما ـ على حد تعبير هارمان . ولعل أعظم انجازات الحاسوب فى هذا

المجال أنه أعان الباحث على وضع التدوير على أسس علمية ويعود الفضل الى كارول J.B Carroll فى ابتكار المحكات التى وضعها شرستون للتدوير الجيد ، والتى يسميها محكات البنية البسيطة (والتى سنعرض لها فيما بعد) وقد سميت طريقة كارول الجديدة باسم طريقة الكوارتيماكس Quartimax والتى يمكن استخدامها فى الوصول الى التدوير المتعامد. وسرعان ماظهرت طرق اخرى للوصول الى نفس الحل المتعامد لعلها أشهرها طريقتان أخريان هما الفاريماكس Varimax (لكايزر) وماكسپلان Maxplane لكاتل . ثم ظهرت طرق تحليلية أو غير مباشرة أخرى للوصول الى التدوير المائل ولعل اشهرها الكواريمين Quartimin وأوبليمين Oblimax وكلتاهما لكارول، والكوفاريمين Covarimin لكايزر . بالاضافة الى طرق شاعت بأسمائها الأجنبية الآتيه:
Biquartimin, Binormamin, Oblimax , Promax
Procrutes

ولتوضيح فكرة تدويرالمحاور نفرض أن أحد الاختبارات(المتغيرات) تشبع على العاملين س ، ص اللذين تم الحصول عليهما بالتحليل المباشر ، وكان تشبعاه على العاملين +٤و ، ٨و على التوالى. ويوضح الشكل رقم (٥١) موضع هذا المتغير بالنسبة لمحورى العاملين قبل التدوير (الشكل ب) . وفيه نجد المحوران المتعامدان (س ، ص) بينما يدل الخط ل د يدل على متجه الاختبار أو المتغير . وتتحدد النقطه (د) فى ضوء قيمة تشبع المتغير فى كل من العاملين (أو مسافة المتغير على كل من المحورين كبعدين) .



الشكل رقم (٥) تشبع (د) أحد المتغيرات بالعامليــن (س ، ص) قبل التدوير (الشكل ب) وبعد التدوير(الشكل أ)

والآن تخيل أن الشكل (ب) يمكن تحريك محوريه ل س، ل ص مع تثبيـت نقطة الأصل (ل) فى موضعها . وكانت حركـة المحورين حرة بحيث تسمح بتكوين زاوية جديده بينهما وتصـل الى موضعين جديدين للمحورين ل س‾ ، ل ص‾ مع ثبوت نقطـة الأصل فى موضعها الأصلى كما قلنا . ولنفرض أن زاوية التدوير بلغت ٣٠° بحيث نحصل على موضعيهما الجديدين الموضحين فـى الشكل (٥٠ ـ أ) . والسؤال الآن ماهى القيم الجديدة للنقطة (د) على تشبع المتغير بالعاملين من موضعها الذى لم يتغير على الرغم من تغيير مواضع المحاور ؟ أى ماهى مسافة هـذه النقطة على المحور ل س‾ ، والمحور ل ص‾ عند الاسقـاط المتعامد لعمود من النقطة (د) على كل من هذين المحوريـن (وهما العمودان (د ج)، (د هـ)) ؟ ،وبالطبع ان هذه القيـم الجديده بعد زاوية تدوير مقدارها ٣٠° يمثلها النقطتـان ج ، هـ على المحورين س‾ ، ص‾ وهما ٧٥ر، ٥٠ر على التوالـى.

وهذه القيم يمكن الوصول اليها مباشرة من الرسم البيانى بشرط أن يكون دقيقا وبمقياس رسم صحيح وباستخدام مسطره ومثلث يتحركان على المحورين الجديدين •

الا أن الادق بالطبع هو حساب التشبعات ، وفى هذه الحالة تطبق المعادلة الأساسية الآتيه بافتراض أن (هـ) زاوية التدوير ، و(جتا) هى جيب تمام هذه الزاوية و(جا) هى جيب هذه الزاوية ، حينئذ تكون القيمة ل ج = $ش_1$ جتا θ + $ش_2$ جا θ

وفى هذه المعادلة تدل $ش_1$ ، $ش_2$ على التشبعات الأصلية التى تم التوصل اليها من التحليل العاملى المباشر وفى مثالنا θ = ٣٠°، $ش_1$ = ٤٠و للمتغير ($س^1$) ، $ش_2$ = ٨و للمتغير (ص) وعلى ذلك فان :

ل ج = ٤و جتا ٣٠ + ٨ و جا ٣٠

= (٤و × ٨٦٦٠و) + (٨و × ٥و)

= ٧٤٦٤ و

وتدل هذه القيمة على التشبع الجديد للمتغير بالعامل (س) •

ولحساب التشبع الجديد للمتغير بالعامل (ص) تطبق المعادلة السابقة بعد تغيير اشارة الجمع الى اشارة طرح على النحو الآتى :

ل د = $ش_2$ جتا θ − $ش_1$ جا θ

= (٨ × ٨٦٦٠و) − (٤و × ٥٠)

= ٤٩٢٨ و

والسؤال الجوهرى الآن هو : هل أدى هذا التغيير فى موضع المحاور وماترتب عليه من تعديل فى قيم تشبعات المتغير بالعوامل الى تغيير فى التباين المشترك للاختبار أو المتغير؟

يمكننا الاجابه على هذا السؤال بالمقارنة بين مجمــــوع تباين ش١ ، ش٢ (أى مجموع مربعات التشبعين) قبل التدويــر وبعده والتى تساوى اشتراكية المتغير (هـ٢) . على النحــو الآتــى :

(هـ٢) أوالتباين قبل التدوير= (٤٠و)٢ + (٨و)٢ = ٨ ـ

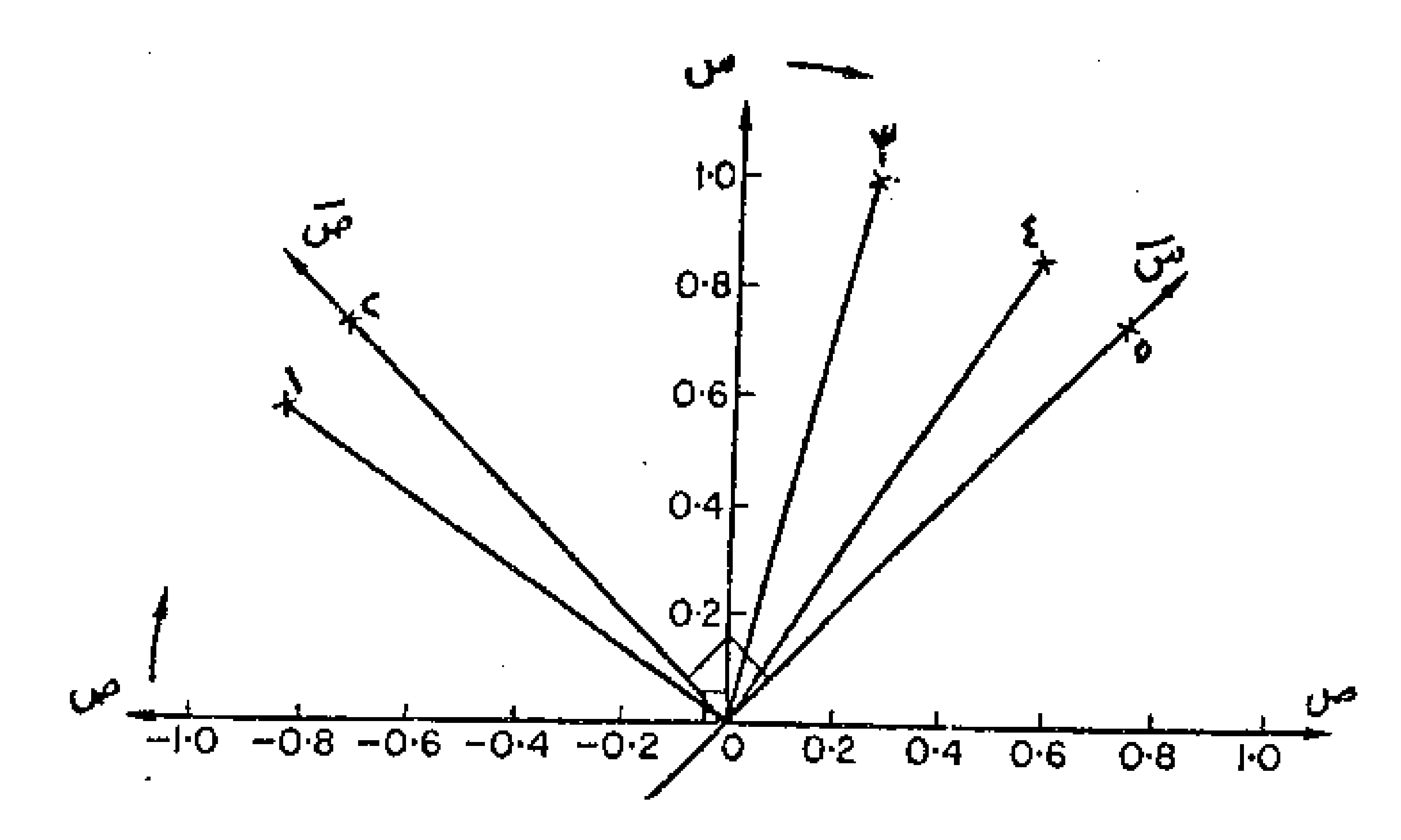
(هـ٢) أوالتباين بعد التدوير= (٧٤٦٤و)٢ + (٤٩٢٨و)٢ =٨و

وهكذا نلاحظ أن التباين المشترك متطابق فى الحالتين ويظل كذلك مهما تغير موضع الاحداثيين (س) ،(ص) بشــرط أن يتم التدوير حول نفس نقطة الأصل ويظل متجه التشبع (ل د) ثابتا أيضا . أى أن اشتراكية المتغير الواحد (أن مجمــوع مربعات تشبعاته بجميع العوامل) تظل ثابتة فى الحالتيـــن (أى قبل التدوير وبعده) . وهذه الحقيقة ناجمة عــن أن التباين لم يطرأ عليه تغير سوى أن أعيد توزيعه علــى العوامل ، فتشبع المتغير بالعامل الأول تغير من ٤و الــى ٧٤٦٤و وبالعامل الثانى من ٨و الى ٤٩٢٨ و .

وما حدث لتدوير تشبع واحد (فى مثالنا السابق)هو نفسه ما نفعله مع تشبعات عدة متغيرات . واليك المثال الآتى الذى يوضحه الجدول (١٠٣) والشكل (٥٢) (هذا المثـــال من Child , 1970) .

جدول (١٠٣) تشبعات ٥ متغيرات بعاملين قبل التدوير

المتغير	التشبع بالعامل الأول ش ١	التشبع بالعامل الثاني ش ٢	هـ٢
١	٥٧٠٧ و	– ٨٢١١ و	١٫٠٠٠٠
٢	٧٠٤٦ و	– ٧٠٩٦ و	١٫٠٠٠٠
٣	٩٦٦٨ و	٢٥٥٤ و	١٫٠٠٠٠
٤	٨٢١١ و	٥٧٠٧ و	١٫٠٠٠٠
٥	٧٠٩٦ و	٧٠٤٦ و	١٫٠٠٠٠



الشكل (٥٢) تدوير المحاور لعاملين

وفي الشكل (٥٢) موقع تشبعات العامل الأول (بعد تقريبها الى عددين عشريين فقط) في مقابل تشبعات العامل الثاني ، حيث يلعب العاملان دور المتجهين المرجعيين، وقدتم

تدوير المحورين س ، ص في اتجاه عقرب الساعة تدويرا متعامدا (أي مع الاحتفاظ بالزاوية ٩٠° بين المحورين)* حتى يصبح أكبر عدد ممكن من النقط (أي المتغيرات) في المستوى ذي البعدين (كما هو في مثالنا) عند الزوايا القائمة للمحور المرجعي ، مع تطبيق بعض محكات التدوير الجيد التي سنشير اليها فيما بعد ، ويسمى المستوى الجديد المستوى الزائدي hyperplane

وبالطبع اذا وصلت النقاط بحيث تكون أقرب الى هذا المستوى فان الاسقاط على المحور الأساسي يقترب كثيرا من الصفر . ولعلك تلاحظ من الشكل (٥٢) أن تدوير س الى سَ جعل الاختبار (١) والاختبار (٢) أقرب الى المستوى الزائدي للعامل (سَ) الذي حل في موضعه الجديد محل (صَ) في التدوير المتعامد . ومع تحديد إسقاط الاختبار (١) والاختبار (٥) بالتناوب على المحاور المرجعية الجديدة وتعديل مواضعهما نقترب بذلك من وضع يقترب كثيرا من محك " البنية البسيطة " الذي اقترحه ثرستون .

ويجب أن ننبه أنه في التدوير المتعامد يجب أن تكون الاسقاطات على العامل الثاني (ص) متآنية لأن الوضع الجديد للمتجه المرجعي (س) هو أيضا مستوى زائدي للمتجه المرجعي (ص) . وفي مثالنا الحالي توقف التدوير عندما اخترق المستوى الزائدي للعامل (س) نقطة الاختبار (٢) . وحيث أن الاختبار (٢) والاختبار (٥) يرتبطان معا بزاوية قائمة فان المستوى الزائدي للعامل (ص) سوف يخترق أيضا الاختبار (٥) . وقد اعتبر هذا الوضع التقريب الأول ، كما اعتبر أكثر الأوضاع ملاءمة من الوجهة الرياضية . وقد يجد القارئ أن بعض الأوضاع بين الاختبار (١) والاختبار (٢) قد تكون أكثر ملاءمة لمحك البنية البسيطة . ويوضح الجدول

* اذا كان التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة فان معادلة حساب التشبعات باستخدام جتا وجا سوف تختلف عن المعادلة السابقة (راجع فؤاد الدين السيد ، ١٩٧٩)

رقم (١٠٤) نتائج التدوير المتعامد بالطريقة اليدوية •

جدول (١٠٤) تشبعات ٥ متغيرات بعاملين بعد

التدويـــــر يدويـــــا

المتغير	ش̄ ١	ش̄ ٢	هـ ٢
١	- ١٧٣٦و	٩٨٤٨و	٠٠٠٠و١
٢	٠٠٠٠و	٠٠٠٠و١	٠٠٠٠و١
٣	٨٦٦٠و	٥٠٠٠و	٠٠٠٠و١
٤	٩٨٤٨و	١٧٣٦و	٠٠٠٠و١
٥	٠٠٠٠و١	٠٠٠٠و	٠٠٠٠و١

أما الجدول رقم (١٠٥) فيوضح نتائج التدويـــر المتعامد لنفس العاملين عن طريق الحاسوب (الكومبيوتـــر) وباستخدام طريقة الفاريماكس •

جدول (١٠٥) تشبعات ٥ متغيرات بعد التدويـــر

بالكومبيوتر بطريقة الفاريماكـــس

المتغيـــر	ش̄ ١	ش̄ ٢	هـ ٢
١	- ٠٣٣و	٩٩٦و	٩٩٣و
٢	١٤١و	٩٨٧و	٩٧٦و
٣	٩١٤و	٣٦٨و	٩٧١و
٤	٩٩٩و	٠٣٥و	٩٩٩و
٥	٩٨٩و	- ١٣٨و	٩٩٧و

والسؤال الآن : ماذا لواستخدمنا التدوير المائل ؟

اننا فى هذه الحالة يجب أن نتجاهل الزاوية القائمة بيـــن

متجهى العاملين وربما فى هذه الحالة نصل الى محصلة تتمتع بالضبط بين الاختبارين (١) ، (٢)، والاختبارات (٣) ، (٤) ، (٥) ، الا أن التدوير المائل يحتاج الى جهد يدوى شاق ووقت طويل على الرغم من اهمية هذا النوع من التدوير فى اجراء التحليل العاملى من الدرجة الثانية او من اى درجات أعلى (*) . ويمكن للقارئ الرجوع لمثالين نادرين فى البحوث النفسية العربية فى تحليل فؤاد البهى السيد (١٩٥٩) للقدرة العددية ، وتحليل فؤاد ابوحطب (١٩٧١) لقدرات التنظيم العقلى الثلاثى الى مستوى الدرجة الثانية .

ويوجد سؤال آخر: ماذا لو كان لدينا اكثر من عاملين ؟ .

اننافى هذه الحالة لابد أن نؤدى التدوير على مراحل تعتمد على عدد العوامل ، بشرط ان يتم تدوير كل محور لعامل مع جميع المحاور للعوامل الاخرى بالتتابع . وحينئذ يصبح الجهد شاقا بالطبع . فاذا كان عدد العوامل ثلاثة فقط فانك تحتاج الى ثلاثة تدويرات . اما اذا بلغ عدد العوامل ستة فانك حينئذ يجب ان تجرى ١٥ تدويرا . لنفرض ان العوامل الثلاثة كانت س ، ص ، ع . ان التدوير حينئذ يسير على النحو الآتى:

(*) اذا أكد التدوير المائل ان العلاقة بين العوامل مائلة بالفعل (اى توجد علاقة او ارتباطات بين العوامل) فان هذه العوامل تسمى فى هذه الحالة عوامل الدرجة الاولى First-order او العوامل الاولية primary ، وحينئذ يمكن للباحث ان يحسب معاملات الارتباط بين هذه العوامل ويعامل المصفوفة الناتجة معاملة مصفوفة الارتباط المعتادة ويخضعها لمزيد من التحليل العاملى وتسمى العوامل الناتجة من هذا التحليل عوامل الدرجة الثانية Second - order. ويمكن استخدام نفس الطريقة فى اجراء تحليلات عاملية من درجات اعلى. وبالطبع فان كل مستوى اعلى من التحليل يختصر عدد العوامل على المستوى الادنى حتى يصل الباحث الى عدد محدود جدا من العوامل قد لا يتجاوز عاملا واحدا او عاملين ربما عند التحليل من الدرجة الرابعة او الخامسة (كما فعل ريموند كاتل)

١ - تدوير $س_١$ فى مقابل $ص_١$ الى الموضعين الجديديــــن $س_٢$ ، $ص_٢$

٢ - تدوير $ع_١$ فى مقابل $س_٢$ الى الموضعين الجديديــــن $ع_٢$ ، $س_٣$

٣ - تدوير $ص_٢$ فى مقابل $ع_٢$ الى الموضعين الجديديــــن $ع_٣$ ، $ص_٣$

ويبقى سؤال ثالث هام هو:ماهى محكات التدوير الجيد؟ للاجابه على هذا السؤال نقول ان فكرة المحاور تعود بأصولها الى كتابات ثرستون المبكرة من التحليل العاملــى منذ مطلع الثلاثينات مع ظهور نظريته فى القدرات العقليــة الأولية وشيوع أسلوبه فى التحليل العاملى الذى سمى"التحليل العاملى "المتعدد" ، وحينئذ اقترح تدوير العوامل الـــى ما أسماه " البنية البسيطه " أومايسمى أحيانا باللغـــه العربيه " التكوين البسيط " Simple Strueture وذلك للوصول الى معنى أوضح وتفسير أبسط للعوامل . وعنـــده آن الحلول العاملية المباشرة تحقق بالفعل مبدأ الاقتصـــاد Parsimony باختصار العدد الكبير من المتغيرات الى عدد أقل من الفئات أو العوامل ، الاأن هذا المبدأ فى ذاتــه ليس كافيا ، اذ لابد للحلول العاملية أن تكون ثابتة وفريدة وتتفق مع نتائج البحوث غير العاملية . ومعنى ذلكآن التحليل برمته أكثر ملاءمة فى المرحلة الأولى لأى ميدان بحثى منـــد استطلاعه واستكشافه ،أى أنه يؤكد الوظيفة الاستطلاعيةللتحليل العاملى (ولم تكن بالطبع الوظيفة التوكيدية له قد ظهـــرت بعد) . وهكذا لايكون التحليل العاملى - عند ثرستون - غايــه فى ذاته . ونتائجه ليست الا بدايات لبحوث أخرى أكثر ضبطـــا بالمنهج التجريبى .

ويقصد ثرستون بالثبوت العاملى ماسبق أن أشرنا اليه

فى الاقسام الاولى من هذا الفصل، اى استقرار محتوى العامل من تحليل لاخر. اما التفرد فمعناه أن النموذج الناتج عن التحليل العاملى هو وحده الأكثر ملاءمة لوصف المكونات المجددة للعامل . فاذا اجرى بحث آخر فى نفس الميدان يجب ان يحصل الباحثون على بنى متطابقة من العوامل .

وفى سعيه لتحقيق هذين المطلبين أقترح ثرستون عدة محكات تعين الباحث على اتخاذ قرار حول التوقف عن التدوير. وعلى الرغم من أن هذه المحكات تعوزها الصيغة الرياضية الدقيقة الا انها تغلغلت فى معظم طرق التدوير التى شاعت فيما بعد وتستخدمها فى وقتنا الحاضر الكومبيوتر. وتعتمد هذه المحكات على مبدأ هام هو أن افضل العوامل هو ابسطها اى الذى يتضمن اقل قدر من المتغيرات ، وهذا هو مبدأ البنية البسيطة سواء فى التدوير المائل او المتعامد . واقترح خمسة شروط لتحقيق هذا هى :

١ - كل سطر فى مصفوفة العوامل المشتقة (اى بعد التدوير) يجب ان يحتوى على تشبع صفرى واحد على الاقل. ويقصد بالتشبع الصفرى هنا ان يكون غير دال من الوجهة الاحصائية . ولعلك تدرك ان السطر فى مصفوفة العوامل عبارة عن تشبعات المتغير بجميع العوامل .

٢ - اذا كان عدد العوامل المشتركة المستخدمة فى التدوير يساوى (ن) فلابد ان يكون عدد التشبعات الصفرية فى كل عامل مساويا لعدد هذه العوامل على الاقل مساويا (ن) ايضـ ولعلك تذكر ان العوامل التى تخضع للتدوير (سواء كان متعامدا او مائلا) هى العوامل التى يتوقف عندها التحليل المباشر باستخدام اى طريقة من طرق الحكم على دلالة العوامل على النحو الذى بيناه .

٣ - عند تدوير كل عاملين معا لابد أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشبعات صفرية على أحد العوامل وتكون لها تشبعات دالة فى نفس الوقت على العامل

الثانـــــى .

٤ ـ عند تدوير كل عاملين معا يجب أن تكون هناك نسبة كبيرة من التشبعات ذات قيم صفرية فى كل من العاملين وخاصة عندما يكون لدينا بعد التحليل المباشر أربعة عوامل أو أكثر .

٥ ـ عند تدوير كل عاملين معا يجب أن تكون هناك نسبة صغيرة من التشبعات ذات قيم دالة فى كل من العاملين .

ويؤدى تطبيق هذا الشروط لتحقيق البنية العاملية البسيطة الى تعظيم عدد التشبعات ذات القيم التى يمكن اهمالها أوتجاهلها فى تفسير العامل ، وتقليل عدد التشبعات ذات القيم الكبيرة . ويؤدى ذلك الى تسهيل مهمة تفسير العوامل على الباحث .

تفسيـر العوامـل :

لكى نوضح عملية تفسير العوامل نعطى المثال الآتى (عن Child , 1970) حيث يوضح الجدول (١٠٦) مصفوفة معاملات الارتباط الأصلية بين ٨ متغيرات تقيس الذكاء اللفظى والذكاء غير اللفظى وقدرتى الطلاقة والأصالة . كما تقاس ببطارية اختبارات تورنس للتفكير الابتكارى .

جدول(١٠٦) مصفوفة معاملات الارتباط بين ٨ متغيرات

رقم المتغير واسمه	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١- الذكاء اللفظى	—							
٢- الذكاء المكانى	٤٥و	—						
٣- الاستعمالات(طلاقة)	٨٠و	١٠و						
٤- الاستعمالات(أصالة)	١٨و	٠٥و	٨٥و					
٥- النواتج (طلاقة)	٢٠و	٠٧و	١٥و	٤٦و				
٦- النواتج (أصالة)	١٣و	–٠١و	٢٦و	٠٤و	٤٦و	—		
٧- الدوائر (طلاقة)	٠١و	٠٨و	٤٦و	٢٧و	٤٠و	١١و	—	
٨- الدوائر (أصالة)	٠٥و	٠٠و	٢٢و	٢٢و	٢١و	١٨و	١٥و	—

وبتطبيق طريقة المكونات الأساسية (الشائعة الاستعمال فى الكومبيوتر فى وقتنا الحاضر) توصل الباحث الى عوامل ثلاثة فقط (ذات جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح) وهى العوامل الموضحة فى الجدول رقم (١٠٧) .

جدول رقم (١٠٧) مصفوفة تشبعات المكونات الأساسية

رقم المتغير	ش ١	ش ٢	ش ٣	هـ٢
١	٣٢و	٨٢و	– ٠١و	٧٧و
٢	١٧و	٨٦و	– ١٥و	٧٩و
٣	٧٦و	– ١٨و	٠٧و	٦٢و
٤	٧٤و	– ٠٥و	٣١و	٦٤و
٥	٧٧و	– ٠٢و	٢٢و	٦٤و
٦	٥٧و	– ٠٥و	٤٩و	٥٦و
٧	٦٦و	– ١٤و	– ٥٧و	٧٨و
٨	٥١و	– ١٩و	– ٦٢و	٦٨و
الجذر الكامن	٢ر٨٦	١ر٤٩	١ر١٢	٥ر٤٧
النسبة المئوية للتباين	٣٥ر٦٩	١٨ر٦٧	١٤ر٠١	٦٨ر٣٧

وبتطبيق طريقة الفاريماكس فى التدوير المتعامد للمحاور (وهى التى يشيع استخدامها فى الكومبيوتر أيضا) أمكن التوصل الى تشبعات العوامل المدورة فى الجدول (١٠٨) ولعلك تلاحظ أن جميع شروط ثرستون للبنية البسيطة تتوافر فى هذا التدوير .

جدول (١٠٨) مصفوفة العوامل بعد التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس

رقم المتغير	ش ١	ش ٢	ش ٣	هـ٢
١	١٧و	٨٦و	٠١و	٧٧و
٢	-٠٤و	٨٩و	٠٤و	٧٩و
٣	٦٨و	-٠٢و	٣٩و	٦٢و
٤	٧٨و	٠٧و	١٦و	٦٤و
٥	٧٥و	١٢و	٢٤و	٦٤و
٦	٧٤و	٠١و	-٠٨و	٥٦و
٧	٢٣و	٠٧و	٨٥و	٧٨و
٨	٠٨و	-٠١و	٨٢و	٦٧ى
النسبة المئوية للتباين	٢٨و٥٣	١٩و٣٧	٢٠و٤٧	٦٨و٣٧

كيف تفسر العوامل بعد التدوير ؟

للاجابة على هذا السؤال لابد للباحث أن يقرر أى تشبعات فى مصفوفة العوامل بعد التدوير (الجدول ١٠٨) يجب الاهتمام بها عند تفسير العوامل . وبعبارة أخرى ماهى التشبعات الدالة ؟ توجد ثلاث اجابات على هذا السؤال .

(١) توجد إجابة تعتمد على قاعدة الخبرة بميدان التحليل العاملي، ولاتستند الى أى اساس رياضى ، وهى الاعتماد فقط فى التفسير على التشبعات التى تزيد على ± ٣و بشرط أن تكون العينة كبيرة (ن = ٥٠ على الأقل) . ولعل السبب فى اختيار هذا الحد الأدنى للتشبع أنه يمثل تقريبا ١٠٪ من التباين . وبالرغم من أن هذا المحك ليس له أساس احصائى واضح كما قلنا الا أنه على درجة كافية من الدقة فى ضوء المحكات الأخرى.

(٢) الاجابة الثانية تعامل التشبعات باعتبارها معاملات ارتباط المتغيرات بالعوامل بنفس طريقة معاملات الارتباط العادية ، والاعتماد فى ذلك على جداول الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط (راجع الملحق رقم ٥) . وبهذه الطريقة فان التشبع يصبح دالا (اذا كانت ن = ٣٠) عند مستوى ٠٥و اذا بلغ ± ٣٦و وعند مستوى ٠١و اذا بلغ ± ٤٥و ، ويوصى العلماء هنا بالتشدد فى القرار (أى اختيار مستوى ٠١و) بسبب عدم اليقين المحيط بقياس الخطأ المعيارى فى بحوث التحليل العاملى . ومعنى ذلك أنه مع الاعداد الكبيرة يقل التشبع المختار بهذه الطريقة من ذلك الذى تحدده الطريقة السابقة (أى ± ٣و) .

(٣) لعلك لاحظت أن الطريقة السابقة لاتتضمن أى اعتبار لعدد المتغيرات أو العوامل التى تختبر دلالة تشبعاتها، ومن هنا يمكن اعتبار معادلة بيرت وبانكس التى أشرنا اليها من قبل أفضل وأكثر دقة فى تحديد دلالة تشبعات العوامل. ويوضح (الملحق رقم ١١) قيم التشبعات الدالة والتى تختلف باختلاف عدد المفحوصين وعدد المتغيرات وعدد العوامل (أى ترتيب العامل بين العوامل المستخرجة) ومستوى الدلالة المختار (٠١و أو ٠٥و). وتتضمن القيم أيضا الأخطاء المعيارية التى يمكن مضاعفتها أو الحصول على ثلاثة أمثالها للحكم على دلالة العامل (بالطريقة التى اقترحها فرنون فيماسبق والتى

بها يمكن ان يتقرر التوقف عن التحليل العاملى).

وفى الممارسة الواقعيـة لتفسير العوامل عادة مايلجأ الباحث الى المحك الأول ، والاعتماد عليه (وهو ± ٣و) والاعتماد على التشبعات التى تزيد عن هذا الحد فى التفسير الأساسى للعامل ثم تطبيق أى مبدأ من المحكين الاحصائيين الآخريين حين يجد الباحث بعض المتغيرات لها معنى واضح بالنسبة للعامل ولها تشبعات دالة بأحد هذين المحكين أو كليهما .

واذا طبقنا قاعدة الخبرة (± ٣و) على الجدول (١٠٨) نجد أن العامل الأول هو عامل التفكير التباعدى اللفظى (المتغيرات ٣، ٤، ٥، ٦) والعامل الثانى هو عامل الذكاء (المتغيران ١، ٢) ، والعامل الثالث هو عامل التفكير التباعدى غير اللفظى (المتغيران ٧، ٨) بالاضافة الى متغير الطلاقة فى اختبار الاستعمالات وهو اختبار لفظى)

التحليل العاملى التوكيدى :

تناولنا فيما سبق النوع الأول من التحليل العاملى وهو مايسمى التحليل العاملى الاستطلاعى أو الاستكشافى والذى يسعى الى اكتشاف العوامل التى يمكن أن تصنف اليها المتغيرات باعتبار هذه العوامل فئات من هذه المتغيرات . وهذا النوع لايهدف الى اختبار فروض حول طبيعة هذه العوامل، وانما يسير على نحو متتابع فى خطوتين أولاهما التحليل العاملى المباشر وثانيتهما تدوير المحاور ، ولعل شيوع هذا النوع من التحليل طوال السنوات الماضية - مع غياب فروض صريحة حول العوامل - هو الذى أدى الى انتشار صورة غير صحيحة وغير صحية عن التحليل العاملى بانه نوع من "الامبريقية المسرفة" . او هذه العبارة التى شاعت كثيرا وهى " أنك لاتحصل من التحليل العاملى الا على ماتضمنه أنت فيه " .

وكان الاهتمام المعاصر بالتحليل العاملى التوكيدى

نقطة تحول هامة فى تاريخ هذا الاسلوب الاحصائى ، وأصبح شانه شأن جميع الطرق الاحصائية فى اختبار الفروض والتى تفترض بالضرورة وجود أنماط خاصة من العلاقات فى المعطيات أو البيانات . وبالطبع فان التحليل العاملى يهتم بأنماط العلاقات التى تتصل بخصائص مصفوفة الارتباط.فمثلا اذا افترض الباحث وجود عامل عام – بناء على نظرية أو اطار نظرى لبحثه – هو المسئول وحده عن الارتباطات بين مجموعة من المتغيرات ، فان ذلك يتضمن افتراض أن مصفوفة الارتباط سوف تتوافر منها خصائص رياضية معينة . وعندما يختبر الباحث فروضه – فى ضوء معطيات البحث أوبياناته – فانه فى الواقع يختبر مدى توافر هذه الخصائص الرياضية المفترضة فى مصفوفة الارتباط .

وعلى الرغم من أن التقليد العلمى الراسخ هو صياغة الفروض فى مرحلة التخطيط للبحث وقبل جمع البيانات فان الباحثين فى التحليل العاملى التوكيدى قد يتجاوزون عن ذلك الشرط . فكثيرا ماتصاغ الفروض بعد فحص معاملات الارتباط ويعتبر ذلك اتجاها وسطا بين البحث الاستكشافى المحض والبحث التجريبى الصارم . أضف الى ذلك أن معظم الفروض فى بحوث التحليل العاملى لا تشتق من نظريات محددة (باستثناء بعض البحوث السيكولوجية فى ميدان الشخصية والقدرات العقلية) وانما يتم الاعتماد فى ذلك على نتائج البحوث العاملية الاستكشافية . وبالطبع لاتوجد غضاضة فى ذلك وخاصة اذا وفرت هذه البحوث أدلة كافية يمكن الاعتماد عليها فى بناء فروض تختبر بالتحليل العاملى التوكيدى .

وفى معظم بحوث التحليل العاملى التوكيدى يعتمد الباحث على الحل العاملى المباشر دون حاجة الى اللجوء الى تدوير المحاور . فاذا لم تتدعم الفروض بهذا النوع من التحليل يلجأ الباحث من جديد الى التحليل العاملى الاستطلاعى

ذى الخطوتين (التحليل ثم التدوير) .

ومن الطريف أن نشير الى أن بداية التحليل العاملى كانت فى جوهرها من النوع التوكيدى وليس الاستطلاعى . والقارىء المهتم بتاريخ هذا الأسلوب الاحصائى يعلم أن الطريقة الاحصائية التى ابتكرها تشارلز سبيرمان - مؤسس التحليل العاملى . كانت فى جوهرها تهدف الى اختبار فرض العامل العام (فؤاد أبوحطب ١٩٨٤) . وحين وضع ثرستون البديل النظرى لذلك كانت طرقه الاحصائية فى التحليل العاملى فى جوهرها تسعى لاختبار فرض العوامل المتعددة . الا ان ماحدث - ودون ان ينتبه أحد - توجه التحليل العاملى تدريجيا من التحليل التوكيدى الى التحليل الاستكشافى حتى اصبح هو الاسلوب السائد ابتداء من مطلع الثلاثنيات من القرن العشرين .

ولم يكن ممكنا لهذا التيار أن يستمر الى مالانهاية. فمع تراكم الأدلة من عدد كبير من الدراسات الاستكشافية السابقة ، وظهور نماذج نظرية جيدة حول الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة ، وصل العلم الى النقطة التى يمكن عندها صياغة فروض صريحة حول عدد العوامل المتوقعة وطبيعتها . ولهذا عاد التحليل العاملى الى أصوله الأولى وبدأ الاهتمام - وخاصة طوال السنوات العشرين الماضية - بالتحليل العاملى التوكيدى .

وبالطبع يمكن استخدام طريقة سبيرمان الأصلية ، أو طريقة هولزنجر فى العاملين فى اختبار فرض العامل العام فى الحالة الأولى ، أو فرض العامل العام والعوامل الطائفية فى الحالة الثانية (طريقة هولزنجر هى توسيع لنطاق معادلة الفروق الرباعية لسبيرمان) . كما توجد طريقة أخرى لثرستون تسمى الطريقة المركزية الطائفية حيث يوضع المركز المتوسط centroid لبعض المتغيرات فقط وليس لجميع المتغيرات كما هو الحال فى الطريقة المركزية الكاملة .

ويتطلب ذلك من الباحث أن يعين مقدماً على أساس فروضه الفئات التى تتضمن المتغيرات التى يتوقع لها أن ترتبط بالعامل المركزى . ثم يختبر الفروض فى ضوء جميع معاملات ارتباط المتغيرات بكل من العوامل المركزية التى يفترضها الباحث ، فاذا كانت المتغيرات المصنفة فى مجموعة معينة ترتبط ارتباطات عالية بالعامل المركزى لها وترتبط بغيرها من العوامل المركزية ارتباطات مخفضة ، كانت مصفوفة البواقى النهائية بعد استخراج جميع العوامل الفرضية صغيرة جدا الى الحد الذى يمكن تجاهله ، وأمكن للباحث يستنتج من ذلك أن العوامل الفرضية هى المسئولة بالفعل عن تفسير التباين المشترك ، وبالتالى تتحقق الفروض ، والا فان الفروض تكون قد رفضت .

ومن الطرق الهامة فى التحليل العاملى التوكيدى التى تشيع فى الوقت الحاضر وتستخدمها الحاسبات الالكترونية مايسمى طرق الاجبار أو القسر وتسمى طرق بروقرسطس(*) ، وهى طرق تسعى لاختبار مصفوفة مستهدفة للعوامل . لنفرض أن أحد الباحثين افترض وجود ثلاثة عوامل يصنف اليها ١٢ متغيرا على أساس أن كل عامل يتألف من ٤ متغيرات تمثله . ان الباحث فى هذه الحالة يكون مصفوفة عوامل مستهدفة تتألف من ثلاثة أعمدة للعوامل الثلاثة المتوقعة . فاذا كان لدى الباحث مايعينه على تقدير التشبعات المختلفة بالعوامل فى ضوء نتائج البحوث السابقة أو فى اطار نظرية البحث ، فانه يضع هذه التشبعات المتوقعة فى المصفوفة المستهدفة . أما اذا لم تكن فروضه على هذه الدرجة من الدقة فانه قد يلجأ الى حلول

---

* بروقرسطس Procrustus هو بطل اسطورة يونانية كان صاحب فندق فى طريق للمسافرين وكانت أسِرَّة فندقه ذات طول معين ، ولذلك كان يطيل قامة النزلاء أويقصرها حتى تتواءم مع طول السرير .

الدرجات العامليـــة :

بعد ان ينتهى التحليل العاملى والوصول الى البنية العاملية للمتغيرات ، يحتاج الباحث الى حساب الدرجات العاملية Factor Scores للمفحوصين . وتوجد طرق عديدة لحساب هذه الدرجـــات العاملية ، الا ان المبدأ الاساس فى جميع هذه الطرق هو الحصـــول على رابطة موزونة بين المتغيرات التى تتشبع بالعامل تشبعـــا موزونا والتى تعد افضل منبىء بالعامل ، وذلك باستخدام معامـــل الارتباط المتعدد ومعاملات الانحدار . وفى هذه الحالة تكـــون التشبعات (او قيم البنية العاملية) الخاصة بالمتغيرات علـــى العوامل بمثابة معاملات صـــدق .

ويرى (Fruchter, 1954) انه لو أكدت نتائج التحليـــل العاملى وجود متغير على درجة ملائمة من الثبات ويقيس العامـــل قياسا نقيا فان درجات المفحوصين فى هذا المتغير يمكن استخدامهـا كمقاييس للعامل . الا ان هذا الحل يندر الوصول اليه لغـــدرة الاختبارات النقية بالعوامل ، فكثيرا ما نجد عدة اختبـــارات او متغيرات تتشبع تشبعات عالية بالعامل ، وتتشبع بعوامل اخرى غيـــر متداخلة تشبعات ثانوية ، وحينئذ لابد للباحث أن يستخـــدم الرابطة الموزونة بين درجات هذه المتغيرات باعتبارها تقديـــرا للدرجات العاملية للمفحوصيـــن .

وعلى الرغم من اهمية مسألة الدرجات العاملية او ما يفضل هارمان ان يسميه مقاييس العوامل فى انها تصـــف العوامل فى ضـــوء المتغيرات الملاحظة بالفعل الا انها لم تحظ باهتمام الباحثيـــن الا فى اواخر الستينات من القرن العشرين . وتتوافر فى الوقـــت الحاضر برامج جيدة للكومبيوتر تقوم بهذه العمليات الاحصائيـــة المعقدة ، كل حسب طريقة تقدير الدرجة العاملية المستخدمـــة . ويذكر هارمان من هذه الطرق خمسا على وجه الخصوص وهى :

الكومبيوتر على يد بعض العلماء المحدثين مثل Humer, Gerbing - أفضل منها .

ومن ناحية أخرى فهناك طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Liklihood التى تعتبر أيضا من الطرق الملائمة للتحليل العاملى التوكيدى ، بل ان فائدتها فى هذا النوع من التحليل تفوق دورها فى التحليل العاملى الاستكشافى ولها صلة بكل من طرق العوامل الطائفية المتعددة من ناحية وطرق التحليل الاجبارى أو القسرى من ناحية أخرى .

فهى تشبه المجموعة الأولى من الطرق فى انها تطبق حلا عامليا مباشرا على مصفوفة الارتباط دون أن تمر بخطوات التحليل ثم التدوير الاجبارى . ولهذا لا تلعب فيها المصادفة دورا كبيرا كما هو الحال فى " **طرق البروكرسطسية** " . وحتى تستخدم طريقة الاحتمال الأقصى بفعالية فى التحليل العاملى التوكيدى لابد أن تكون عينة المفحوصين كبيرة ،فيجب الا يقل عدد المفحوصين عن ١٠ حالات لكل متغير (كحد أدنى واجب) ، ويفضل أن يكون هذا العدد ٢٠ حالة لكل متغير كاستراتيجية عامة . ولعل من أهم مميزات هذه الطريقة أيضا - على غيرها من طرق التحليل العاملى التوكيدى أن بعض طرق الاحصاء الاستدلالى يسهل تطبيقها على نتائجها لاختبار دلالة العوامل .

وفى طريقة الاحتمال الاقصى للتحليل العاملى التوكيدى يستخدم الباحث مصفوفة عوامل مستهدفة كما هو الحال فى طرق التحليل الاجبارى ، الا انه لايحتاج الا الى أن يفترض بعض التشبعات فقط . أو بعض الارتباطات بين العوامل فقط(فى حالة افتراض الحل المائل) . فمثلا يمكن للباحث أن يعين فقط عددا من المتغيرات ذات التشبعات الصفرية المفترضة لكل عامل . ومهمة طريقة الاحتمال الأقصى أن تقوم بباقى المهمة أى الحصول على مصفوفة العوامل التى تتفق مع المحك،ان كان ذلك ممكنا احصائيا وإنتاج تشبعات جميع المتغيرات على جميع العوامل.وتتوافر برامج كومبيوتر جيدة لاستخدام هذه الطريقة لهذا الغرض .

الدرجات العامليــــة :

بعد ان ينتهى التحليل العاملى والوصول الى البنية العاملية للمتغيرات ، يحتاج الباحث الى حساب الدرجات العاملية Factor Scores للمفحوصين . وتوجد طرق عديدة لحساب هذه الدرجـــات العاملية ، الا ان المبدأ الاساسى فى جميع هذه الطرق هو الحصـــول على رابطة موزونة بين المتغيرات التى تتشبع بالعامل تشبعــــا موزونا والتى تعد افضل منبئ بالعامل ، وذلك باستخدام معامـــل الارتباط المتعدد ومعاملات الانحدار . وفى هذه الحالة تكــــون التشبعات (او قيم البنية العاملية) الخاصة بالمتغيرات علـــى العوامل بمثابة معاملات صـــدق .

ويرى (Fruchter, 1954) انه لو أكدت نتائج التحليـــل العاملى وجود متغير على درجة ملائمة من الثبات ويقيس العامـــل قياسا نقيا فان درجات المفحوصين فى هذا المتغير يمكن استخدامهـا كمقاييس للعامل . الا ان هذا الحل يندر الوصول اليه لنـــدرة الاختبارات النقية بالعوامل ، فكثيرا ما نجد عدة اختبـــارات او متغيرات تتشبع تشبعات عالية بالعامل ، وتتشبع بعوامل اخرى غيـــر متداخلة تشبعات ثانوية ، وحينئذ لابد للباحث أن يستخـــدم الرابطة الموزونة بين درجات هذه المتغيرات باعتبارها تقديـــرا للدرجات العاملية للمفحوصيـــن .

وعلى الرغم من اهمية مسألة الدرجات العاملية او ما يفضـل هارمان ان يسميه مقاييس العوامل فى انها تصف العوامل فى ضـوء المتغيرات الملاحظة بالفعل الا انها لم تحظ باهتمام الباحثيــن الا فى اواخر الستينات من القرن العشرين . وتتوافر فى الوقـــت الحاضر برامج جيدة للكومبيوتر تقوم بهذه العمليات الاحصائيــــة المعقدة ، كل حسب طريقة تقدير الدرجة العاملية المستخدمــــة. ويذكر هارمان من هذه الطرق خمسا على وجه الخصوص وهى :

(١) طريقة الانحدار التقليدية ويتطلب ذلك حساب معادلات انحدار للتنبوء بالعامل من المتغيرات المتشبعة به .

(٢) طريقة تقدير النموذج النظرى وفيها يفضل الباحث العلاقات النظرية بين المتغيرات على البيانات الملاحظة الحقيقية .

(٣) طريقة التقدير بتصغير العوامل النوعية او الخاصة على اساس ان العوامل الخاصة تفسر التفاوت بين القيم والعوامل المشتركة المفترضة .

(٤) الطريقة المعدلة للتقدير بتصغير العوامل النوعية اوالخاصة حتى يمكن التأكد من تعامد العوامل المقدرة .

(٥) طريقة التقدير باستخدام المتغيرات المثلى ideal Variables

ولتوضيح كيفية الحصول على هذه الدرجات العاملية نعرض فيما يلى الطريقة الكلاسيكية للانحدار ،ولايتسع المقام لعرض باقى الطرق.

ويوضح الجدول رقم (١٠٩) خطوات تقدير الدرجات العاملية باستخدام طريقة الانحدار التقليدية (الطريقة الاولى).ويتضمن الجدول مصفوفة ارتباطية بين ٨ متغيرات (باعتبارها متغيرات مستقلة او منبئة) وتشبعات هذه المتغيرات بعاملين قبل التدوير (ش١ ،ش٢) وبعد التدوير المائل (ش̅١ ، ش̅٢) (عن Harman, 1960) وهذا ما سبق لأحد المؤلفين ان اسماه الانحدار العاملى (فؤاد ابو حطب ١٩٧٢). وتتلخص خطوات الجدول السابق فيما يلى :

(١) استخدام طريقة الجذر التربيعى للوصول الى نظام المعادلات الخطية، ومنه الانحدار،حيث يمكن حل عدد (ن) من المجاهيل (اى المتغيرات التابعة او المحكات) باستخدام عدد من المحددات (اى المتغيرات المستقلة أو المنبئات).ولعل القارئ يلاحظ اننا هنا نتعامل مع عدد من المحكات (وهى العوامل) وليس مع محك واحد كما هو الحال فى الانحدار المتعدد التقليدى كما شرحناه فى الفصل الخامس عشر .

(٢) تبدأ طريقة الجذر التربيعى (وهى طريقة تبسط بعض الاجراءات فى حساب معامل الارتباط المتعدد ومعامل الانحدار بطريقة دولـيتل، بوضع معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة (وهى المتغيرات التى حسبنا لها مصفوفة الارتباط الاصلية)، وكذلك معامـلات ارتباط هذه المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة (وهى هنا تشبعات هذه المتغيرات بالعاملين قبل التدوير وبعده) . وقد وضعت هذه القيم جميعا فى السطور من ١ ـ ٨ فى القسم الاول من الجدول (١٠٩) .

(٣) جمع السطور من ١ ـ ٨ . وقد وضعت مجاميع هذه السطور فى العمود قبل الاخير من الجدول ، اما العمود الاخير وعنوانه (المراجعة) فسوف يتضح معناه ووظيفته فيما بعد .

(٤) تبدأ طريقة الجذر التربيعى باستخدام قيم الخانات القطرية فى كل حالة ($ر_{س_م س_م}$) باعتبارها محور الارتكاز للحصول على القيمة الاولى فى السطر ٩ من الجدول وذلك بالحصول على الجذر التربيعى للمقدار $ر_{س_١ س_١}$ اى ان :

$$ج_{١١} = \sqrt{ر_{١١}}$$

اما القيم الاخرى فى نفس السطر فيتم الحصول عليها بالمعادلة الاتيـــة :

$$ج_{١ك} = \frac{ر_{١ك}}{ج_{١١}}$$

وحيث ان قيمة $ج_{١١}$ = ١ فان قيم هذا السطر جميعا تســاوى قيم السطر رقم (١) .

(٥) تجمع القيم الموجودة فى السطر (٩) وقد وضعنا هذا المجموع فى العمود قبل الاخير (المجموع) . وهذه القيمة يجب ان تتطابق فى جميع السطور التالية مع القيمة الواردة فى العمود الاخير (المراجعة) فيما عدا فروق التقريب .

(٦) تحسب القيمة للسطر (١٠) بالمعادلتين الاتيتين :

$$\text{ع}_{\text{١٠٢٢}} = \sqrt{\text{ر}_{\text{٢٢}} - \text{ع}^{\text{٢}}_{\text{٢١}}}$$

وهى مقام المعادلة التالية وهى

$$\text{ع}_{\text{٢ك١٠}} = \frac{(\text{ر}_{\text{٢ك}}) - (\text{ع}_{\text{١ك}} \times \text{ع}_{\text{٢١}})}{\text{ع}_{\text{١٠٢٢}}}$$

فاذا طبقنا هاتين المعادلتين على القيمة الموجودة فى الخانة التى تعبر عن السطر (١٠) والعمود (٢) فان قيمة المعادلة الاولى كما يلى :

$$= \sqrt{\text{١ر٠٠٠} - (\text{٨٤٦ ر})^{\text{٢}}} = \text{٥٣٣ ر}$$

وهى نفس القيمة التى سوف تستخدم فى مقام المعادلة الثانية فى حساب قيم هذا السطر ، وقيمة المعادلة الثانية :

$$= \frac{\text{١ر٠٠٠} - (\text{٨٤٦ ر} \times \text{٨٤٦ ر})}{\text{٥٣٣ ر}} = \text{٥٣٣ر}$$

هى القيمة التى وضعناها فى هذه الخانة .

وبالنسبة للقيمة فى الخانة التى تعبر عن السطر(١٠) والعمود (٣) فان قيمة المعادلة الاولى هى نفس المعادلة السابقة وقيمتها ٥٣٣ر .

اما قيمة المعادلة الثانية كما يلى :

$$= \frac{\text{٨٨١ ر} - (\text{٨٠٥ ر} \times \text{٨٤٦ ر})}{\text{٥٣٣ ر}} = \text{٣٧٥ ر}$$

وهى القيمة التى وضعناها فى هذه الخانة وهكذا بالنسبة لباقى قيم السطر (١٠) .

(٧) تحسب قيم السطر (١١) باستخدام المعادلتين الاتية :

$$\text{ع}_{\text{٢٣٠(٢)}} = \sqrt{\text{ر}_{\text{٣٣}} - \text{ع}^{\text{٢}}_{\text{٣١}} - \text{ع}^{\text{٢}}_{\text{١٠٣٣}}}$$

وبالتعويض تكون كما يلى :

$$= \sqrt{\text{٠٠٠ر١} - (\text{٨٠٥ ر})^{\text{٢}} - (\text{٣٧٥ر})^{\text{٢}}} = \text{٤٦٠ر}$$

ويكون مقام المعادلة الثانية فى حساب قيم هذا السطر كلها ٠

اما المعادلة الثانية فتحسب كما يلى :

$$\text{ع}_{\text{ك٣}}(\text{٢}) = \frac{\text{ر}_{\text{٣ك}} - (\text{ع}_{\text{١ك}} \times \text{ع}_{\text{٣١}}) - (\text{ع}_{\text{٢ك١٠}} \times \text{ع}_{\text{٣٢١٠}})}{\text{ع}_{\text{٣٣٠}}(\text{٢})}$$

فاذا طبقنا هاتين المعادلتين على القيمة الموجودة فى الخانة التى تعبر عن السطر(١١) والعمود (٣) فان قيمة المعادلة الثانية والتى وضعت بالفعل فى هذه الخانة هى :

$$= \frac{\text{٠٠٠ر١} - (\text{٨٠٥ر}) \times (\text{٨٠٥ر}) - (\text{٣٧٥ر}) \times (\text{٣٧٥ر})}{\text{٤٦٠ ر}}$$

$= \frac{\text{٢١١ر}}{\text{٤٦٠ر}} = \text{٤٥٩ر}$ او ٤٦٠ر تقريبا وهى القيمة الموجودة بالفعل فى هذه الخانة ٠

(٨) يستمر الباحث فىحساب قيم السطور ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ ، ١٦، بالطريقة السابقة مستبعدا فى كل مرة الجذور التربيعية الناجمة عن ارتباطات المتغير بالمتغيرات السابقة عليه،حتى نحصل على القيم الموجودة فى القسم الثانى من الجدول(١٠٩)٠

(٩) حساب معاملات الانحدار (معاملات بيتا) فى القسم الثالث من جدول رقم(١٠٩) واستخدامها فى الاتجاه العكسى ، اى حساب معامل بيتا للمتغير(٨) اولا ثم المتغير(٧) وهكذا حتى نصل الى المتغير(١) بنفس الطريقة التى شرحناها فى الفصل الخامس عشر، فمعاملات انحدار المتغير(٨) مثلا تحسب كما يلى :

$\beta_{\text{ش}\,\text{٨٠١}} = \frac{\text{٠٥٢ر}}{\text{٧٢٣ر}} = \text{٠٧٢ر}$ وهى تعبر عن انحدار المتغير(٨) على العامل الاول قبل التدوير

جدول رقم (١٠٩)

تقدير الدرجات العاملية باستخدام طريقة الانحـــــدار

السطور	المتغيرات المستقلة (المنبئــــات)								المتغيرات التابعة (المحكات)				المجموع	المراجعـــة
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	شم	شم	شم	شم		
١	١ر٠٠٠	٨٤٦ر	٨٠٥ر	٨٥٩ر	٤٧٣ر	٣٩٨ر	٣٠١ر	٣٨٢ر	٨٥٨ر	– ٣٢٨ر	٩١٩ر	٤٨٤ر	٦ر٩٩٧	
٢		١ر٠٠٠	٨٨١ر	٨٢٦ر	٣٧٦ر	٣٢٦ر	٢٧٧ر	٤١٥ر	٨٤٩ر	– ٤١٤ر	٩٤٣ر	٤٣٥ر	٦ر٧٦٠	
٣			١ر٠٠٠	٨٠١ر	٣٨٠ر	٣١٩ر	٣٣٧ر	٣٤٥ر	٨١٠ر	– ٤١٢ر	٩٠٧ر	٣٩٩ر	٦ر٤٧٢	
٤				١ر٠٠٠	٤٢٦ر	٣٢٩ر	٣٢٧ر	٣٦٥ر	٨٢٥ر	– ٣٣٩ر	٨٩٣ر	٤٥٤ر	٦ر٧٧٦	
٥					١ر٠٠٠	٧٦٢ر	٧٣٠ر	٦٢٩ر	٧٤٧ر	٥٦١ر	٤٥٥ر	٩٣٢ر	٧ر٤٨١	
٦						١ر٠٠٠	٥٨٣ر	٥٧٧ر	٦٣٧ر	٥٠٧ر	٣٧٤ر	٨١٣ر	٦ر٦٢٥	
٧							١ر٠٠٠	٥٣٩ر	٥٦١ر	٤٨٨ر	٣١٢ر	٧٤٠ر	٦ر٠٩٥	
٨								١ر٠٠٠	٦١٩ر	٣٧١ر	٤١٢ر	٧٢٤ر	٦ر٣٧٨	
٩	١ر٠٠٠	٨٤٦ر	٨٠٥ر	٨٥٩ر	٤٧٣ر	٣٩٨ر	٣٠١ر	٣٨٢ر	٨٥٨ر	– ٣٢٨ر	٩١٩ر	٤٨٤ر	٦ر٩٩٧	
١٠		٥٣٣ر	٣٧٥ر	١٨٦ر	–٠٤٥ر	–٠٢٠ر	٠٤٣ر	١٧٤ر	٢٣١ر	– ٢٥٦ر	٣١١ر	٠٤٨ر	١ر٥٧٧	١ر٥٧٧
١١			٤٦٠ر	٠٨٦ر	٠٢٥ر	٠١٣ر	–٠٤٦ر	–٠٥٩ر	٠٧١ر	– ١١٣ر	١١٠ر	–٠١٩ر	٥٣٩ر	٥٣٨ر
١٢				٤٦٩ر	٠٧٥ر	–٠٢٢ر	١٢٨ر	٠٢١ر	٠٨٣ر	٠٠٠ر	٠٧٧ر	٠٦٦ر	٩٠٨ر	٩٠٧ر
١٣					٨٧٦ر	١٥٥ر	١٦٣ر	٢١٥ر	٣٩١ر	٨٠٩ر	٠٢٨ر	٨٠٠ر	٤ر٧٤٤	٤ر ٧٤
١٤						٦٤١ر	٠٥٢ر	١٢٨ر	٠٧٠ر	١٦٣ر	–٠٠٦ر	١٥٤ر	١ر٢١٣	١ر٢١١
١٥							٦٦٦ر	٠٨٨ر	٠٣٣ر	٠٧١ر	–٠٠٣ر	٠٦٦ر	٩٢٢ر	٩٢٢ر
١٦								٧٢٣ر	٠٥٣ر	١١٦ر	–٠٠٣ر	١١٧ر	١ر٠٠٥	١ر٠٠٦
β شم ك	١٧٨ر	٣١١ر	١٢٠ر	١١٧ر	٣٠٦ر	٠٩٠ر	٠٤٠ر	٠٧٢ر	٩٦٣ر	٨٨٥ر	٩٦٠ر	٩٢٣ر	ر ش² =	
β شم ك	–٣٦١ر	–٢٦٥ر	–٢٤٦ر	–١١٩ر	٦٠٦ر	٢١١ر	٠٨٥ر	١٦٠ر	٩٨١ر	٩٤١ر	٩٨٠ر	٩٦١ر	ر ش =	
β شم ك	٢٧٥ر	٣٨٨ر	٢٠٦ر	١٥٨ر	٠٤٢ر	–٠٠٨ر	–٠٠٣ر	–٠٠٣ر						
β شم ك	–٠٢٣ر	١٣١ر	–٠٦٩ر	٠٢٢ر	٦٠٩ر	١٩٩ر	٠٧٨ر	١٦٢ر						

ولعلك تعلم من بيانات الجدول السابق ان القيمة ٠٥٢ر فى السطر(١٦) تحت عمود (ش٢) والجذر التربيعى $\text{ج}_{21\cdot87}$ تعبر من للارتباط بين المتغيرين ٧ ، ٨ بعد استبعاد اثر الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢.وهى قيمة يتم الحصول عليها فى المراحل الاخيرة من حساب قيم القسم الثانى من الجدول السابق · اما القيمة ٧٢٣ ر فتعبر عن $\text{ج}_{21\cdot88}$ والتى توجد فى نفس السطر (اى السطر ١٦) تحت العمود(٨) ·

اما عن انحدار المتغير(٨) على العامل الثانى قبل التدوير (ش٢) فيحسب بنفس الطريقة باستخدام القيم الاتية :

$$\beta_{\text{ش}_2\,80} = \frac{\text{١١٦ر}}{\text{٧٢٣ر}} = \text{١٦٠ر}$$

وقد وضع معاملا الانحدار فى مواضعها من السطرين $\beta_{\text{ش}_1\text{ك}}$ ، $\beta_{\text{ش}_2\text{ك}}$ تحت العمود الخاص بالمتغير المستقل (٨) ·

وبالمثل تعين حساب معاملى انحدار المتغير(٨) على العاملين الاول والثانى بعد التدوير المائل على النحو التالى :

$$\beta_{\tilde{\text{ش}}_1\,80} = \frac{-\text{٠٠٢ر}}{\text{٧٢٣ر}} = -\text{٠٠٣ر}$$

$$\beta_{\tilde{\text{ش}}_2\,80} = \frac{\text{١١٧ر}}{\text{٧٢٣ر}} = \text{١٦٢ ر}$$

وقد وضعت هاتان القيمتان فى السطرين الاخيرين من الجدول (١٠٩) تحت المتغير المستقل (٨) ·

وبتطبيق اسلوب دوليتل فى حساب معاملات الانحدار يمكن حساب معاملات بيتا للمتغير المستقل (٧) مثلا على النحو الاتى :

$$\beta_{\text{ش}_2\,70} = \frac{\text{٠٣٣ر} - \text{٠٨٨ر}\,(\text{٠٧٢ر})}{\text{٦٦٦ر}} = \text{٠٤٠ ر}$$

$$\beta_{\text{ش٣.٧٠}} = \frac{\text{٠٧١ر} - \text{٠٨٨ر}\ (\text{١٦٠ر})}{\text{٦٦٦ر}} = \text{٨٥ر}$$

$$\bar{\beta}_{\text{ش١.٧٠}} = \frac{-\text{٠٠٢ر} - \text{٠٨٨ر}\ (-\text{٠٠٣ر})}{\text{٦٦٦ر}} = -\text{٠٠٢ر}$$

$$\bar{\beta}_{\text{ش٣.٧٠}} = \frac{\text{٠٦٦ر} - \text{٠٨٨ر}\ (\text{١٦٢ر})}{\text{٦٦٦ر}} = \text{٠٧٨ر}$$

وهكذا حتى نصل الى معاملات انحدار المتغير المستقل رقم (١).

(١٠) حساب مربع معامل الارتباط المتعدد بالمعادلة الاتية :

$$\text{ر}^{2}_{\text{ش}} = (\beta_{\text{ش.١}} \times \text{رش.١}) + (\beta_{\text{ش.٢}} \times \text{رش.٢}) + (\beta_{\text{ش.٣}} \times \text{رش.٣}) + \cdots (\beta_{\text{ش.ك}} \times \text{رش.ك})$$

وقد حسب معامل الارتباط المتعدد بالتعويض من قيم المعادلة السابقة باستخدام سطور القسم الثالث من الجدول (١٠٩) وقيم اعمدة المتغيرات التابعة فى القسم الاول من نفس الجدول وذلك بضرب كل معامل بيتا فى نظيره من معامل ارتباط المتغير بالعامل (او تشبعه بالعامل). وبلغ مربعات معاملات الارتباط المتعدد المحسوبة لكل من ش١ ، ش٢ ، ش̄٢ ، ش̄٣ للتشبعات قبل التدوير وبعده على النحو المبين فى السطر قبل الاخير من الجزء الايسر من القسم الثالث فى الجدول (١٠٩) وبالحصول على الجذور التربيعية لهذه القيم نحصل على معاملات الارتباط المتعددة والمبينة فى السطر الاخير من الجزء الايسر من القسم الثالث من هذا الجدول .

(١١) لمراجعة صحة العمليات ابتداء من السطر (١٠) يقارن مجموع العمليات المحسوبة بالقيم الموجودة فى عمود (المراجعة) وقد

حسبت قيم العمود الاخير باحلال معاملات الانحدار فى المعادلة المعتادة للانحدار • فمراجعة السطر(١٠) مثلا تتم كما يلى :

= (ر١١ × β١) + (ر٢١ × β٢) + (ر٣١ × β٣) + ••• + (ر١ك × βك)

كيف تحسب الدرجة العاملية للمفحوص ؟

بعد اجراء العمليات الاحصائية السابقة والتى تعتمد فى جوهرها على اسلوب الانحدار المتعدد (باستخدام طريقة دوليتل التى تناولناها فى الفصل الخامس عشر) يمكن التعبير عن الدرجة العاملية للشخص (س) فى العاملين ش̄١ ، ش̄٢ بعد التدوير بالطبع (حيث ان عوامل ما بعد التدوير هى التى لها معنى ولها تفسير) باستخدام المعادلات الانحدارية (معاملات بيتا) لهذين العاملين(السطران الاخيران على اليسار من القسم الثالث من الجدول ١٠٩) كما يلى :

ش̄١س = ٢٧٥و دس١ + ٣٨٨و دس٢ + ٢٠٦و دس٣ + ••• + (−٠٠٣و دس٨)

وكذلك :

ش̄٢س = (−٠٤٣و دس١) + (١٣١و دس٢) + (−٠٦٩و دس٣) + ••• + (١٦٢و دس٨)

حيث ان :

ش̄١س ، ش̄٢س = الدرجتان العامليتان للمفحوص (س) فى العاملين المدورين ش̄١ ، ش̄٢ •

دس١ ••• دس٨ = الدرجات المعيارية للمفحوص (س) فى المتغيرات من (١) وحتى (٨) •

ومعنى ذلك اننا بعد تحديد المعاملات الانحدارية (معاملات بيتا) لكل متغير على العامل نحتاج ايضا لتحويل الدرجات الخام

للمفحوصين الى درجات معيارية ، ويوضح الجدول (١١٠) الدرجـــات المعيارية للمفحوص (س) فى المتغيرات الثمانية موضع البحث .

جدول رقـــم (١١٠)
الدرجات المعيارية للمفحـــوص (س)

المتغير	م	ع	$د_س$	$ذ_س$
١	٩٦ر٦٣	٠٩ر٢	٩٨ر٦٣	٠١ر
٢	٢٥ر٦٤	٥٠ر٢	١٩ر٦٣	- ٤٢ر
٣	١٠ر١٧	٦٧ر	٨٩ر١٦	- ٣١ر
٤	٦٢ر١٩	٨٦ر	٠٩ر١٩	- ٦٢ر
٥	٢٢ر١١٩	١٩ر١٥	٢٥ر١٤٩	٩٨ر١
٦	٢٧ر١٢	٦٦ر	١٥ر١٣	٣٣ر١
٧	٢١ر٣١	٩١ر١	٣٧ر٣٤	٦٥ر١
٨	٩٢ر٩	٦٧ر	٨٧ر١٠	٤٢ر١

وبتطبيق المعادلة السابقة على المفحوص (س) باحلال قيم ($ذ_س$) للمتغيرات من ١ - ٨ المحسوبة فى الجدول (١١٠) تكون درجتـــاه العامليتان فى العاملين كما يلى :

$$\hat{ش}_{١س} = - ٢٦ ر$$

$$\hat{ش}_{٢س} = ٧٨ر١$$

وهكذا فان هذا المفحوص أعلى فى العامل الثانى بكثير منـــه فى العامل الاول ، مع ملاحظة ان القيم الجديدة تفسر على انهـــا وحدات من درجات معيارية من مقاييس العامل .

تدريـــب :

احسب الدرجتين العامليتين للمفحوص (ص) باستخدام البيانات السابقة اذا علمت ان درجاته الخام (د) فى الاختبارات الثمانيــة كما يلـــى :

د١	د٢	د٣	د٤
٦٦ر٣٤	٦٦ر٨٩	١٧ر٩٩	٢٠ر٧١

د٥	د٦	د٧	د٨
١٢٥ر٥	١٢ر٤٤	٢٢ر٥٢	١٠ر٥٥

الاخطاء الشائعة فى التحليل العاملى :

يذكر (Nunnally, 1978) بعض الاخطاء التى يقع فيها الباحثون فى ميدان التحليل العاملى يلخصها فى سبعة انواع هى :

(١) تجاهل معاملات الارتباط التى تحدد العامل :

يتجاهل بعض الباحثين طبيعة معاملات الارتباط الاصلية بين المتغيرات التى تحدد العامل . وكثيرا ما تكون هذه المعاملات صفرية او غير ذات دلالة ، ومع ذلك تعطى تشبعات دالة بالعوامل نتيجة العزل التتابعى فى الخطوات المتوالية لاستخراج هذه العوامل. لنفرض ان متغيرين لكل منهما تشبع مقداره = ٥٠ر على احد عاملين تم استخراجهما ، اما بالنسبة للعامل الثانى فان تشبع الاختبار الاول = + ٥٠ر وتشبع الاختبار = ـ ٥٠ر . ان الباحث فى هذه الحالة ـ اذا لم يكن حذرا ـ قد يلجأ الى استخدام المتغيرين معا فى تحديد العامل الاول ، بينما حقيقة الامر ان مجموعة التشبعات على العاملين ربما تكون قد نشأت من معامل الارتباط الصفرى بين المتغيرين (فى مصفوفة الارتباط الاصلية) . وبالطبع فانه لا يوجد خطأ فادح فى ذلك،الا ان ذلك قد يؤدى بالباحث الى سوء تفسير العوامل. والقاعدة هنا انه من الممكن رياضيا للمتغيرات التى بينها معاملات ارتباط منخفضة ان تكون لها تشبعات دالة على العوامل ،الا ان الباحث عليه دائما حين يستخدم هذه المتغيرات فى تحديد العامل فى دراسات تالية للتحليل العاملى ان يضع فى الاعتبار عند اختياره لهذه المتغيرات ان يكون بينها معاملات ارتباط دالة .

(٢) المبالغة فى اعطاء معنى للتشبعات العاملية الصغيرة :

قد يلجأ الباحث ـ وخاصة حين يصعب عليه تفسير العامل فى ضوء التشبعات العاملية الكبيرة التى تتجاوز ٤٠ر مثلا ـ الى المبالغة فى خلع المعنى على التشبعات الصغيرة (اى الاقل من ٤٠ر) فاذا علمنا ان بعض طرق التحليل العاملى ـ وخاصة طريقة المكونات

الاساسية ـ تحدد مواضع المتجهات بحيث تؤدى الى الحصول على تشبعات كبرى قدر الامكان عند استخراج العوامل المتتابعة، فان ذلك يعنى انه حتى لو كان متوسط معاملات الارتباط فى المصفوفة الاصلية (بصرف النظر من إشاراتها الجبرية) منخفضا فان التشبعات العاملية التى يتم الحصول عليها تبدو دالة. ويصدق هذا خاصة حين يستخدم الواحد الصحيح ـ بدلا من الاشتراكيات ـ فى الخانات القطرية لمصفوفة الارتباط وفى هذه الحالة اذا كانت المصفوفة تتألف من ٤ متغيرات ،ومعاملات ارتباطها جميعا صفر تماما ، فان كل متغير منها سوف يتشبع بالعامل المركزى الاول بمقدار = ٥٠ر • ولذلك فان على الباحث اذا استخدم الواحد الصحيح فى الخانات القطرية ـ كما هو الحال فى طريقة المكونات الاساسية ، وكان عدد المتغيرات صغيرا ان يكون على درجة عالية من الحيطة والحذر فى تفسير التشبعات الصغيرة والأسلم له ان يفحص المصفوفة الاصلية لمعاملات الارتباط للتأكد من ان المتغيرات المستخدمة فى تحديد العامل وتفسيره بعد ذلك بينها ارتباطات دالة •

(٣) سوء تفسير معنى العوامل المتعامدة :

قد يقع بعض الباحثين فى خطأ استنتاج انه ما دامت العوامل المستخرجة متعامدة (اى الارتباطات بينها صفر) فان الدرجات العاملية المقدرة منها تكون غير مرتبطة • والواقع ان هذا لا يتحقق الا فى حالة واحدة فقط هى ان يُستخدم الواحد الصحيح فى الخانات القطرية لمصفوفة الارتباط ثم تستخدم جميع المتغيرات المستخدمة فى البحث فى الحصول على الدرجات العاملية (وليس بتقديرها من العوامل المستخرجة) • الا ان هذا الاجراء يندر استخدامه فى الحصول على الدرجات العاملية، فالمعتاد والشائع والمألوف ان تقدر هذه الدرجات من العوامل لا ان يتم الحصول عليها مباشرة من جميع المتغيرات • وكثيرا ما يتم هذا التقدير باستخدام ما لا يزيد عن ٤ متغيرات من تلك التى تحدد العامل (وذلك لاسباب عملية) • وفى هذه الحالة يحتمل للدرجات العاملية ان ترتبط فيما بينها ارتباطات دالة• ولذلك يرى بعض الثقاة فى ميدان التحليل العاملى ضرورة ان يتبع الباحث تدويره المتعامد للعوامل بمعاملات ارتباط حقيقية ومحسوبة بين تقديرات الدرجات العاملية •

(٤) استخدام المتغيرات المعتمدة تجريبيا :

الاعتماد التجريبى experimental dependency فى بحوث التحليل العاملى يتخذ صورا متعددة منها : استخدام متغيرات ذات مفردات متداخلة (اى اسئلة مشتركة بين بعض الاختبارات المستخدمة فى التحليل) • وكثيرا ما يحدث ذلك فى مقاييس الشخصية التى يشيع فيها اشتقاق عدد من المقاييس المختلفة من نفس المفردات او الاسئلة او العبارات (مثل اختبار مينيسوتا للشخصية المتعدد الاوجه). وبالطبع فان المفردات المتداخلة تؤدى الى حدوث ارتباطات "إجبارية" بين المقاييس ، وهذه بدورها تؤدى الى استخراج عوامل فى التحليل العاملى •

ومن صور الاعتماد التجريبى الاخرى ان تتضمن مصفوفة الارتباط تجمعات مختلفة من المتغيرات المنفصلة كأن يكون احد المتغيرات هو الفرق بين متغيرين آخرين فى المصفوفة او مجموع عدة متغيرات (الدرجة الكلية مثلا فى اختبار يتألف من عدة اختبارات فرعية تضمنتها المصفوفة ايضا) • وبالطبع فان درجة الفرق او الدرجة الكلية فى هاتين الحالتين سوف ترتبط بالمتغيرات التى اشتقت منها ويؤدى ذلك بدوره الى زيادة الغموض والخلط فى نتائج التحليل العاملى •

وتوجد صورة اخرى للاعتماد التجريبى بين الدرجات التى يحصل عليها المفحوصون فى مراحل متتابعة من الاداء لنفس العمل ، ومن ذلك درجات محاولات التعلم فى بحوث التعلم الكلاسيكية ، حيث تتداخل درجات المحاولات المتتابعة بعضها مع بعض (فؤاد ابو حطب ، ١٩٧٢)• والخلاصة ان على الباحث ان يتجنب ان تتضمن مصفوفته الارتباطية اى صورة من صور الاعتماد التجريبى بين المتغيرات المستخدمة فى التحليل العاملى • فالمقصد من التحليل العاملى هو دراسة بنية معاملات ارتباط " طبيعية " بين المتغيرات ، وليس بنية يفرضها قسرا هذا الاعتماد التجريبى • ومن الطريف ان نشير هنا الى ان البحوث العاملية التى اعادت تحليل المتغيرات بعد استبعاد تلك التى بينها نوع من الاعتماد التجريبى اعطت نتائج مختلفة تماما (من ذلك البحوث التى اجريت على اختبار مينيسوتا للشخصية المتعددة الاوجه) •

(٥) استخدام العينات غير المتجانسة :

أشرنا الى مشكلة العينة فى بحوث التحليل العاملى فى مطلع هذا الفصل . فقد كان من الشائع فى بحوث التحليل العاملى وخاصة فى مراحله المبكرة - استخدام عينات غير متجانسة من حيث الجنس والعمر والمستوى التعليمى وغير ذلك . وبالطبع فان الباحث فى هذه الحالة يحصل على عوامل ناجمة عن الفروق الفردية فى هذه المتغيرات . وبالطبع فان استخدام العينات المتجانسة او غير المتجانسة فى التحليل العاملى يتوقف على حدود تعميم نتائج البحث . فمثلا اذا كانت العوامل سوف تفسر فى ضوء الفروق الفردية بين الاطفال (او المدارس) داخل مستويات عمرية معينة فان عينة المفحوصين يجب ان تكون متجانسة بالنسبة لمتغير العمر. اما اذا كان الباحث مهتما باتجاهات النمو لدى الاطفال فان عينة الاطفال يجب ان تختلف فى مدى العمر الزمنى (اى تكون غير متجانسة) .

ومن ناحية اخرى اذا تضمن التحليل العاملى عينة من الجنسين فمن الواجب استخدام الدرجات المعيارية المنفصلة لكل منهما (باستخدام متوسط وانحراف معيارى مستقل لكل منهما) ، والاعتماد عليها فى حساب معاملات الارتباط بدلا من الدرجات الخام. فاذا لم يفعل الباحث ذلك فلابد من ان يكون الجنس احد متغيرات البحث ويحسب معامل الارتباط بينه وبين المتغيرات الاخرى ثم يعزل أثره من الارتباطات بين هذه المتغيرات بعضها وبعض باستخدام معامل الارتباط الجزئى (راجع الفصل التالى). وبذلك تصبح مصفوفة الارتباط التى تخضع للتحليل العاملى هى فى الواقع معاملات ارتباط جزئية بين المتغيرات بعد استبعاد اثر الجنس . و يمكن استخدام هذه الطريقة مع متغيرى العمر والمستوى التعليمى ايضا اذا كانت عينة البحث التى توافرت له غير متجانسة ولا يهدف الباحث الى الحصول على عوامل تتصل بهذه المتغيرات، والافضل دائما ان تكون العينة فى هذه الحالة متجانسة منذ البداية .

(٦) أثر المصادفة فى التحليل العاملى :

قد تلعب المصادفة والعشوائية دورا كبيرا فى بحوث التحليل العاملى ، باستخدام اى طريقة من طرقه ، وخاصة فى حالة العينات الصغيرة . وقد وصل العبث فى بعض بحوث التحليل العاملى الى حد ان عدد المفحوصين يتساوى مع عدد المتغيرات . وحينئذ تكون النتائج مضللة على الرغم من وضوح العوامل التى يتوصل اليها الباحث والتى لا تتجاوز فى هذه الحالة حدود المصادفة ، ويظهر ذلك جليا فى ان مثل هذه العوامل لا تظهر فى اى بحوث عاملية تالية . بل ان هذه المشكلة قد تظهر فى بعض طرق التحليل العاملى التوكيدى وخاصة طريقة التحليل العشرى او الاجبارى ، على الرغم من كبر حجم العينة (حيث تشترط ان يكون لكل متغير ١٠ مفحوصين على الاقل كما بينا) .

(٧) استخدام طريقة فى التدوير تزيد غموض النتائج :

ولعل هذا الخطأ اكثر شيوعا عند استخدام طرق التدوير المائل دون خبرة ووعى بطبيعته واغراضه . فقد يستخدم الباحث فى هذا التدوير ما يسمى معفوفة النمط Pattern matrix بدلا من المصفوفات الحقيقية لتشبعات المتغيرات بالعوامل سعيا للحصول على نتائج تبدو بسيطة وواضحة . ولعلنا نذكر القارئ بان التشبعات هى معاملات الارتباط بالفعل بين المتغيرات والعوامل، او التغايرات بين المتغيرات الملاحظة والعوامل، وهى التى تعبر عن البنية العاملية Factor structure . اما مصفوفة معاملات النمط العاملى فهى عبارة عن اوزان تُعطى للعوامل المشتركة عند حساب قيم المتغيرات باعتبارها روابط خطية بين العوامل المشتركة والمنفردة . وتشبه معاملات النمط العاملى (فى كثير من النواحى) معاملات الانحدار فى التنبوء بمتغير محك (وهو هنا المتغيرات الملاحظة) من متغيرات منبئة (وهى هنا العوامل) كما تناولناه فى الفصل الخامس عشر ويرى (Mulaik, 1972) ان مصفوفة التشبعات هى التى تفيد بالفعل فى تفسير العوامل لانها تعين الباحث فى تحديد المتغيرات المتشابهة مع متغير العامل المشترك .

الفصل الثامن عشر

بعض الطرق الاخرى لتحليل المتغيرات المتعددة

توجد مجموعة من الطرق الاحصائية تصنف جميعا ضمن اساليب تحليل المتغيرات المتعددة نعرضها بايجاز فى هذا الفصل .

معامل الارتباط الجزئى :

من الاهداف الاساسية للعلم البحث عن مجموعة صغيرة نسبيا من المتغيرات تكفى لتفسير " جميع المتغيرات الاخرى فى البحث "وبالطبع فان هذا الشرط لا يمكن ان يتوافر الا اذا ارتبطت هذه المجموعة الصغيرة من المتغيرات ارتباطا عاليا بكل متغير من متغيرات المجموعة الاكبر، فقد اكدت بحوث التحليل العاملى ان بضعة عوامل محدودة العدد يمكن ان تفسر تفسيرا جيدا التباين فى عدد كبير من المتغيرات. وحين ترتبط هذه العوامل باسلوب الارتباط المتعدد فان الدرجات العاملية المركبة ترتبط ارتباطا عاليا بمعظم متغيرات العامل. وبالطبع فان الوصول الى مجموعة صغيرة من المتغيرات " المفسرة " هو جوهر مسلمة الاقتصاد فى العلم .

وبالطبع فان الامر يتطلب من الباحث قبل ان يضيف اى متغير جديد الى هذه المتغيرات المفسرة ان يثبت انه يضيف جديدا الى هذه المتغيرات . ويلعب الدور الحاسم هنا مفهوم عزل العوامل او تحييدها Partialing، ومن ذلك مثلا انه قد ثبت ان الذكاء " مفسر " جيد وهام للتحصيل المدرسى ، فاذا اضفنا متغيرا ثالثا لهذه العلاقة بين متغيرى الذكاء والتحصيل ، كمستوى القلق مثلا لابد من ان نثبت ان هذا المتغير الجديد يضيف الى القيمة التنبؤية الاصلية لمتغيرى الذكاء والتحصيل . ويمكن الوصول الى ذلك بعزل او تحييد اثر الذكاء من العلاقة بين التحصيل والقلق فاذا كانت العلاقة بين هذه المتغيرين لا تزال دالة، بالرغم من هذا العزل، فاننا نستنتج من ذلك ان القلق يضيف بالفعل إسهاما له معنى فى تباين التحصيل ، او العكس ،ولا يصبح الذكاء منبئا كافيا بالتحصيل

بالطبع ، اذا لم يحصل الباحث على مثل هذه النتيجة، واصبح معامل الارتباط بين التحصيل والقلق صفريا او غيردال ، او تناقص بشكل حاد بعد عزل أثر الذكاء، إنه يستنتج من ذلك ان القلق لا يضيف شيئا يستحق الاهتمام .

فاذا افترضنا ان اختبارات القلق والتحصيل والذكاء يرمز لها بالاعداد ١ ، ٢ ، ٣ فإن الدرجة المحيدة Parlialed لاختبار القلق بعد عزل اثر الذكاء تصبح كما يلى :

$$ذ_{١-٣} = ذ_{١} - ر_{١٣} ذ_{٣}$$

حيث ان :

$ذ_{١-٣}$ = الدرجة المعيارية المحيدة فى اختبار القلق بعد استبعاد التباين المفسر باختبار الذكاء .

$ذ_{١}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار القلق .

$ذ_{٣}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار الذكاء.

$ر_{١٣}$ = معامل الارتباط بين القلق والذكاء .

وبالمثل فى الدرجة المحيدة فى اختبار التحصيل بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلى :

$$ذ_{٢-٣} = ذ_{٢} - ر_{٢٣} ذ_{٣}$$

حيث $ذ_{٢}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار التحصيل .

$ر_{٢٣}$ = معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء .

وفى هذا يجب ان ننبه الى ان معامل الارتباط بين الدرجات المحيدة لمتغيرين والمتغير المستخدم فى التقدير (وهو هنا المتغير

٣ وهو الذكاء) تساوى الصفر ، وعلى ذلك فان اى معامل ارتباط بين ($\text{ذ}_{١-٣}$) و ($\text{ذ}_{٢-٣}$) فى مثالنا السابق يكون مستقلا عن درجات هذا المتغير (اى الذكاء) ، وهذا المعامل يسمى معامل الارتباط الجزئى Partial Correlation ويرمز له فى هذه الحالة ($\text{ر}_{٢١.٣}$) اى معامل الارتباط بين القلق (١) والتحصيل (٢) باستبعاد أثر الذكاء (٣) .

ولعل القارئ يذكر (من الفصل التاسع) ان المعادلة الاساسية لمعامل الارتباط هى :

$$\text{ر}_{٢١} = \frac{\text{ع}_{\text{س}_١ \text{س}_٢}}{\text{ع}_{\text{س}_١} \times \text{ع}_{\text{س}_٢}}$$

ويمكن استخدام نفس الرموز فى التعبير من معامل الارتباط الجزئى بالمعادلة الاتية :

$$\text{ر}_{٢١.٣} = \frac{\text{ع}_{(\text{س}_١ - \text{س}_٣)\ (\text{س}_٢ - \text{س}_٣)}}{\text{ع}_{(\text{س}_١ - \text{س}_٣)} \times \text{ع}_{(\text{س}_٢ - \text{س}_٣)}}$$

فاذا علمنا ايضا ان تباين اى مجموعة من الدرجات المحيدة يساوى مربع معامل الارتباط بين المتغيرين مطروحا من الواحد الصحيح ، فان المعادلة السابقة يمكن اعادة التعبير عنها بالصورة الاتية :

$$\text{ر}_{٢١.٣} = \frac{\text{ع}_{(\text{س}_١ - \text{س}_٣)\ (\text{س}_٢ - \text{س}_٣)}}{\sqrt{١ - \text{ر}^٢_{٣١}} \times \sqrt{١ - \text{ر}^٢_{٣٢}}}$$

وفى بسط هذه المعادلة فان التغاير يساوى مجموع حاصل ضرب الدرجات المعيارية المحيدة المتناظرة مقسوما على (ن) ،ويمكن بذلك اعادة التعبير عن البسط بالمعادلة الآتية :

$$\text{ع}(\text{س}_2-\text{س}_3)(\text{ع}\,\text{س}_2-\text{س}_3)=\frac{1}{\text{ن}}\,\text{مج}\,(\text{د}_1-\text{ر}_{13}\,\text{د}_3)(\text{د}_2-\text{ر}_{23}\,\text{د}_3)$$

$$=\frac{1}{\text{ن}}\,\text{مج}\,(\text{د}_1\,\text{د}_2-\text{ر}_{23}\,\text{د}_1\,\text{د}_3-\text{ر}_{13}\,\text{د}_2\,\text{د}_3+\text{ر}_{13}\,\text{ر}_{23}\,\text{د}_3^2)$$

$$=\text{ر}_{12}-\text{ر}_{23}\,\text{ر}_{13}-\text{ر}_{13}\,\text{ر}_{23}+\text{ر}_{13}\,\text{ر}_{23}$$

$$=\text{ر}_{12}-\text{ر}_{13}\,\text{ر}_{23}$$

وبإعادة التعبير من كل من البسط والمقام تصبح الصيغة النهائية لمعادلة معامل الارتباط الجزئى كما يلى :

$$\text{ر}_{12.3}=\frac{\text{ر}_{12}-\text{ر}_{13}\,\text{ر}_{23}}{\sqrt{1-\text{ر}_{13}^2}\times\sqrt{1-\text{ر}_{23}^2}}$$

لنفرض أن :

ر_{12} = ٦٠ر اى معامل الارتباط بين القلق والتحصيل

ر_{13} = ٣٠ر اى معامل الارتباط بين القلق والذكاء

ر_{23} = ٤٠ر اى معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء

فان معامل الارتباط الجزئى فى هذه الحالة يصبح كما يلى :

$$\text{ر}_{12.3}=\frac{\text{٦ر}-(\text{٣ر}\times\text{٤ر})}{\sqrt{1-\text{٦ ر}}\times\sqrt{1-\text{١٦ر}}}=\frac{\text{٦ ر}-\text{١٢ر}}{\text{٨٧ ر}}=\frac{\text{٤٨ر}}{\text{٨٧ر}}$$

$$=\text{٥٧ر٠}$$

ولعلك تلاحظ ان معامل الارتباط بين المتغيرين القلق (١)، والتحصيل (٢) بعد عزل أثر المتغير (٣) اى الذكاء بلغ ٥٧ر٠ اى لم ينخفض الا بما يعادل ٣ نقاط فقط من المعامل الاصلي للارتباط بين المتغيرين (= ٦٠ر) • وهو فرق لا يعتد به ، لان معامل الارتباط بين المتغيرين لم يتأثر تأثر يذكر بهذا العزل او التحييد للمتغير الثالث •

ولتسهيل حساب مقام معادلة معامل الارتباط الجزئى قام فؤاد البهى السيد (١٩٥٩) بحساب هذه القيم فى الجدول رقم (١٤) بالجداول الاحصائية النفسية •

ويذكر فؤاد البهى السيد(١٩٧٩) ان معادلة الارتباط الجزئى هى التى اعتمد عليها تشارلز سبيرمان فىمعادلته الاساسية للتحليل العاملى والتى تسمى معادلة الفروق الرباعية • ويمكن التعبير عن معادلة الارتباط الجزئى فى هذه الحالة على النحو الاتى :

$$ر_{12.ش} = \frac{ر_{12} - ر_{1ش} \times ر_{2ش}}{\sqrt{1 - ر^{2}_{1ش}} \times \sqrt{1 - ر^{2}_{2ش}}}$$

حيث ان :

$ر_{12.ش}$ = معامل الارتباط الجزئى بين الاختبارين ١ ، ٢ بعد عزل او تحييد اثر القدرة العامة المشتركة •

ش = القدرة العامة المشتركة

واذا كانت نظرية سبير مان تفترض ان :

$$ر_{12.ش} = صفر$$

$$\therefore\ ر_{12} - ر_{1ش} \times ر_{2ش} = صفر$$

$$\therefore\ ر_{12} = ر_{1ش} \times ر_{2ش}$$

وبالمثل يمكن ان تثبت أن :

$$\text{ر٣١} = \text{ر١ش} \times \text{ر٣ش}$$

$$\therefore \frac{\text{ر٢١}}{\text{ر٣١}} = \frac{\text{ر١ش} \times \text{ر٢ش}}{\text{ر١ش} \times \text{ر٣ش}}$$

$$\therefore \frac{\text{ر٢١}}{\text{ر٣١}} = \frac{\text{ر٢ش}}{\text{ر٣ش}}$$

وبالمثل يمكن اثبات ان :

$$\frac{\text{ر٢٤}}{\text{ر٣٤}} = \frac{\text{ر٢ش}}{\text{ر٣ش}}$$

$$\therefore \frac{\text{ر٢١}}{\text{ر٣١}} = \frac{\text{ر٢٤}}{\text{ر٣٤}}$$

$$\therefore \text{ر٢١} \times \text{ر٣٤} - \text{ر٣١} \times \text{ر٢٤} = \text{صفر}$$

وهذه هى معادلة الفروق الرباعية لسبير مان (فؤاد ابو حطب ١٩٨٤).

معامل الارتباط شبه الجزئى :

لعلك لاحظت فى معامل الارتباط الجزئى ان تثبيت المتغير (٣) او عزل أثره انما تم بالنسبة للمتغيرين (٢) ، (٣) معا ، إلا أنه قد تنشأ بعض الضرورات لعزل أثر أحد المتغيرات من متغير واحد فقط من المتغيرين الآخرين وليس من كليهما . ففى مثالنا السابق قد يرغب الباحث فى عزل اثر الذكاء من القلق فقط مع ابقاء تباين التحصيل كما هو . وقد يبرر الباحث ذلك بان الذكاء هو " جزء"

طبيعى " من التحصيل وخاصة التحصيل من المستويات العليا (كسلوك حل المشكلة مثلا)، وعلى ذلك لابد من إبقائه فى تباين التحصيل وتصبح مشكلة البحث فقط تحديد معامل الارتباط بين القلق و التحصيل بعد عزل او تحييد اثر الذكاء من القلق فقط . وفى هذه الحالة يستخدم الباحث معامل الارتباط شبه الجزئى Semi Partial او ما يسمى احيانا معامل ارتباط الجزء Part Cerrelation وتستخدم فى هذه الحالة المعادلة الآتيـة :

$$ر_{١(٣٠٢)} = \frac{ر_{٢١} - ر_{٣١} \times ر_{٣٢}}{\sqrt{١ - ر^{٢}_{٣٢}}}$$

ويلعب هذا المعامل دورا هاما فى معامل الارتباط المتعدد والتحليل العاملى اللذين تناولناهما فى الفصول السابقة .

التحليل المقنن :

يعتمد التحليل المقنن Canonical analysis على نوع خاص من معاملات الارتباط يسمى معامل الارتباط المقنن Canonical Correlation ابتكره هوتلنج عام١٩٣٥ ويدل على الارتباط الاقصى بين دالتين خطيتين لمجموعتين من المتغيرات . وبالطبع لو كان لدينا مجموعتين فان الروابط الخطية بينهما كثيرة، ويتحدد كل زوج من الدوال بحيث يعظم الارتباط بين زوج آخر من التغايرات المقننة بشرط ان يكون مستقلا عن الروابط الخطية الاخرى التى سبق اشتقاقها (Cooley & Lohnes, 1962). ويعتمد هذا الاسلوب فى جوهره على جبر المعادلات المتآنية .

ودون الدخول فى التفاصيل الرياضية التى تتجاوز حدود هذا الكتاب نعطى مثالا يوضح طبيعة هذا النوع من التحليل (من المرجع السابق) .

نفرض ان احد الباحثين يفترض ان بضعة متغيرات فى البيئة المنزلية المبكرة ترتبط بالسلوك الاجتماعى اللاحق للمراهق•ولنفرض ان عدد المتغيرات فى كل فئة ثمانية متغيرات وان العينة التى اجرى عليها البحث ١٤٢ مفحوصا من طلاب المرحلة الثانوية •

يبدأ التحليل المقنن باعداد معفوفتى ارتباط لكل من المتغيرات المستقلة او المنبئة والمتغيرات التابعة (المحكات) على حدة • ويوضح الجدولان ١١١ ، ١١٢ هاتين المصفوفتين حيث تضمنا المعاملات الدالة فقط عند مستوى ٠٥ر على الاقل •

جدول رقم (١١١)

معفوفة الارتباط بين متغيرات البيئة المنزلية المبكرة (المنبئات)

المتغيرات المستقلة	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
(١) التوتر العائلى (الام)	–	×	-٦٧ر	×	×	×	×	×
(٢) التوترالعائلى (الاب)		–	×	-٥٩ر	-٢٦ر	×	×	٢٩ر
(٣) الارتباط بالام			–	×	X	٢١ر	×	×
(٤) الارتباط بالاب				–	-٢٤ر	×	×	×
(٥) الخبرة الاجتماعية المبكرة					–	٢٨ر	٣٠ر	×
(٦) الانشطة الاجتماعية (الام)						–	٣٣ر	-٣٢ر
(٧) الانشطة الاجتماعية (الاب)							–	×
(٨) طبيعة السيطرة الوالدية								–

جدول رقم (١١٢)

معفوفة الارتباط بين متغيرات السلوك الاجتماعى للمراهق

(المحكات)

المحكات	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
(١) درجة التطبيع الاجتماعى	—	-١٦ر	-٥٠ر	×	٠٧ر	٧٧ر	-٤٣ر	٢٩ر
(٢) حب الاستطلاع الاجتماعى		—	٣٠ر	-٣١ر	×	-٢٦ر	٣٨ر	×
(٣) العلاقات الشخصية			—	-٣٦ر	-٥٣ر	-٨٥ر	٥٤ر	-٤٢ر
(٤) الميل المهنى الاجتماعى				—	×	٤٣ر	-٠٩ر	٣١ر
(٥) الرغبة فى التفاعل الاجتماعى						٦٤ر	-٤٢ر	٦٧ر
(٦) التوجه نحو الاخرين						—	-٦٢ر	٠١ر
(٧) الرغبة فى التعامل مع الغير							—	-٥٤ر
(٨) الاجتماعية كسمة للشخصية								—

اما المعفوفة الثالثة والتى يتضمنها الجدول رقم (١١٣) فتشمل معاملات الارتباطات من متغيرات المجموعة الاولى (المنبئات) مع متغيرات المجموعة الثانية (المحكات) .

جدول رقم (١١٣)

معفوفة الارتباط بين متغيرات المنبئات ومتغيرات المحكات

المحكات ← / المنبئات ↓	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١	-١٨ر	×	×	×	×	-١٦ر	×	×
٢	×	×	×	×	-١٨ر	×	×	×
٣	×	×	×	×	×	×	×	×
٤	×	×	×	×	×	×	×	×
٥	٣٦ر	×	-٣١ر	×	٣١ر	٢٨ر	×	٢١ر
٦	٢٣ر	×	×	×	×	١٧ر	×	×
٧	×	-١٧ر	×	×	٢٠ر	×	×	×
٨	×	×	×	×	×	×	×	×

ولا يجيب على سؤالى هذا البحث مباشرة إلا اسلوب التحليل المقنن وهما :

(١) هل ترتبط البيئة المنزلية المبكرة بالسلوك الاجتماعى اللاحق للمراهق ؟ .

(٢) على أى نحو يمكن لمجموعتى المتغيرات أن ترتبط بحيث يعل الارتباط بين مكونات المجموعتين الى اقصاه ؟.

ويختلف التحليل المقنن عن كل من تحليل الانحدار المتعدد و التحليل العاملى . ففى تحليل الانحدارما تستخدم منبئات عديدة بمحك واحد ، و فى التحليل العاملى فعادة ما تستخدم مصفوفة واحدة بمتغيرات تابعة فى معظمها . اما فى التحليل المقنن فعادة ما استخدام منبئات متعددة بمحكات متعددة ايضا .

ويبدأ التحليل المقنن ـ كما بيناه ـ بتجزئة المصفوفة الكلية للارتباط بين المتغيرات المستقلة او المنبئات (س) والمتغيرات التابعة او المحكات (ص) الى ٤ مصفوفات فرعية هى :

$ر_{س س}$ = مصفوفة الارتباط بين المنبئات .

$ر_{ص ص}$ = مصفوفة الارتباط بين المحكات .

$ر_{س ص}$ = مصفوفة الارتباط بين المنبئات والمحكات .

$ر_{ص س}$ = هى تبديل transpose للمصفوفة $ر_{س ص}$ وتساويها ، فهى مصفوفة الارتباط بين المحكات والمنبئات ، وهذا هو السبب فى اننا أعددنا ثلاث مصفوفات فقط وليس أربعاً .

ويوضح الجدول (١١٤) هذه المصفوفات الفرعية الاربعة لمصفوفة ارتباط كلية = ر .

جدول(١١٤) المصفوفات الفرعية لمصفوفة ارتباط بين المنبئات والمحكات

$$ر = \left[\begin{array}{c|c} ر_{س س} & ر_{س ص} \\ \hline ر_{ص س} & ر_{ص ص} \end{array}\right]$$

وهذه الاقسام الاربعة للمصفوفة الكلية تطبق عليها المعادلة المقننة الاتية :

$$(ر_{ص ص}^{-1} \; ر_{ص س} \; ر_{س س}^{-1} \; ر_{س ص} - \lambda_{1} I) \; ب_{1}$$

حيث يدل الرمز λ على الجذور الكامنة الذى تصبح بها القيمة بين القوسين مساوية للصفر . وفى هذا الصدد نذكر انه لو كانت س > ص فان عدد الجذور الكامنة الممكنة يصبح مساويا لعدد متغيرات س وحينئذ يصبح الفرق (س - ص) مساويا للصفر .

اما المعامل ($ب_1$) المستخدم فى هذه المعادلة فهو المتجه الخاص بالجذر الكامن λ_1 ، وبالطبع فان المتجه الثانى($أ_1$) يحسب بالمعادلة الاتية :

$$أ_{1} = \frac{(ر_{س س}^{-1} \; ر_{س ص} \; ب_{1})}{\sqrt{\lambda_{1}}}$$

ويطبق المتجهان ($أ_1$) ، ($ب_1$) على متجهات الدرجات المعيارية للحصول على التغايرات المقننة Canonical Variates . اما معامل الارتباط المقنن ($ر_ق$) بين اى زوجين من المركبات الجديدة فهو يساوى الجذر التربيعى للجذر الكامن اى = $\sqrt{\lambda_1}$. فبالطبع فان الجذر الكامن الاكبر هو مربع الارتباط الاقصى بين الروابط الخطية بين مجموعتين من المتغيرات ، وقد اقترح بارتلت معامل لمبادا لاختبار

دلالة معامل الارتباط المقنن ، وكا٢ لتوزيع لمبادا ، باستخدام س x ص درجات حرية •

ولا يتسع المقام للدخول فى التفاصيل الاحصائية لهذه الطريقة لانها تعتمد فى جوهرها على جبر المصفوفات • وتتوافر فى الوقت الحاضر برامج جيدة للحاسوب (الكومبيوتر) لاستخدام هذا الاسلوب الاحصائى فى الاغراض العلمية التى تلائمه • فاذا طبقنا برنامجا من هذا النوع على بيانات المثال الحالى فان الجدول رقم (١١٥) يلخص النتائج التى ترتبط بالاجابة على السؤال الاول للبحث •

جدول رقم (١١٥)
نتائج بحث التحليل المقنن لمتغيرات البحث

عدد الجذور المستبعدة	اكبر جذر كامن مستبقى	معامل الارتباط المقنن المقابل له	معامل لمبادا	كا٢	عدد درجات الحرية (س x ص)	مستوى الدلالة
صفر	٢٢٤ر	٤٧ر	٥٤١ر	٩ر٨١	٦٤	٠٥ر
١	١٦٤ر	٤٠ر	٦٩٧ر	١ر٤٨	٤٩	غير دالة
٢	١٠٩ر	٣٣ر	٨٣٤ر	٣ر٢٤	٣٦	غير دالة
٣	٠٣٥ر	١٩ر	٩٣٦ر	٨ر٨	٢٥	غير دالة
٤	٠٢٢ر	١٥ر	٩٦٩ر	١ر٤	١٦	غير دالة
٥	٠٠٦ر	٠٧ر	٩٩٢ر	١ر١	٩	غير دالة
٦	٠٠٣ر	٠٥ر	٩٩٧ر	٤ر	٤	غير دالة
٧	٠٠٠ر	٠٠ر	٩٩٩ر	٠ر	١	غير دالة

ومن هذا الجدول يتضح ان اعلى معامل ارتباط هو ٤٧ر وهو دال عند مستوى ٠٥ر ومعنى ذلك انه يوجد على الاقل علاقة دالة بين فئتى المتغيرات موضع البحث • فبعد تحديد الزوج الاول من المغايرات المقننة Variates لم تظهر اى روابط دالة بعد ذلك •

وللاجابة على السؤال الثانى حول الاسهام الذى يمكن ان يكون لكل متغير فى المعايرات المقننة تحسب الكومبيوتر المتجهات المقننة لكل من المنبئات والمحكات . ويوضح الجدول رقم (١١٦) تشبعات هذه المتغيرات بهذه المتجهات ، ومنه يتضح ان المتغير الخامس (الخبرة المبكرة بالانشطة الاجتماعية)، والمتغير السادس (الطاقة والوقت اللذان يكرسها الاب للانشطة الاجتماعية) والمتغير الرابع (ارتباط الام بالطفل) هى اكثر متغيرات البيئة المنزلية المبكرة قدرة على التنبوء بالمحك . اما المحك فهو يتألف اساسا (فى ضوء التشبعات ايضا) من المتغير السادس (درجة مركبة من مفردات تتناول التوجه نحو الاخرين) ، والمتغير الاول (مدى التطبيع الاجتماعى الراهن) والمتغير الثانى (حسب الاستطلاع حول الاخرين) .

جدول رقم (١١٦)

المتجهات المقننة (التشبعات) لكل من المتغيرات المنبئة ومتغيرات المحك

المتغيرات المنبئة		متغيرات المحك	
رقم المتغير	التشبع	رقم المتغير	المحك
٥	٨٧ر	٦	٧٣ر
٦	٣١ر	١	٤٢ر
٤	٢٣ر	٢	٣٣ر
٧	١٢ر	٥	٢٩ر
٢	٠٧ر	٧	٢١ر
٣	٠٦ر	٣	- ٠٠ر
٨	- ١٢ر	٨	- ٠٢ر
١	- ٢٠ر	٤	- ١٩ر

تحليل البروفيلات :

يشبه تحليل البروفيلات Profile Analysis التحليل العاملى والتحليل المقنن فى اعتماده ايضا على مصفوفة البيانات حيث المتغيرات تمثل الاعمدة والافراد يمثلون السطور، والغرض الرئيسى من التحليل العاملى والتحليل المقنن هو فحص العلاقات بين الاعمدة (اى المتغيرات) لاختيار او اكتشاف تجمعات هذه المتغيرات وبالطبع فان كل مجموعة تتألف من المتغيرات التى تقيس شيئا مشتركا فيما بينها ويختلف مما تقيسه متغيرات التجمعات الاخرى .

اما تحليل البروفيلات فإنه يهتم بالعلاقات بين السطور (اى الافراد او المفحوصين) . وكما ان التحليل العاملى يهتم بتجميع المتغيرات فان تحليل البروفيلات يهتم بتجميع الافراد وتصنيفهم، وبالطبع فان من المتوقع ان تكون الاجراءات الرياضية المتضمنة فى كل من التحليل العاملى والتحليل المقنن تحدد ايضا تحليل البروفيلات وغيره من طرق تصنيف المفحوصين او الافراد .

ومصطلح البروفيل مشتق من الممارسة العملية بميدان الاختبارات النفسية وقياس الفروق الفردية فى علم النفس خاصة . وفيه يتم التعبير عن درجات الافراد فى بطاريات الاختبارات فى صورة رسم بيانى يسمى البروفيل . وعادة ما يتم التعبير عن هذه الدرجات فى صورة درجات معيارية لتسهيل المقارنة بين الاختبارات والمقاييس المختلفة .

وتتوافر ثلاثة أنواع من البيانات من بروفيل درجات اى شخص : المستوى والانتشار والشكل .

ويعرف المستوى Level بالدرجة المتوسطة التى يحصل عليها الفرد فى جميع المتغيرات المتضمنة فى البروفيل ،وتتم المقارنة بين الافراد فى ضوء هذه المتوسطات ، وبهذا يكون المستوى قابل للتفسير المباشر اذا كانت المتغيرات تقيس السمات فى نفس الاتجاه

(النقص الى اليسار والزيادة الى اليمين مثلا) وتنتمى الى نفس المجال السلوكى (الاستدلال مثلا) .

اما الانتشار dispersion او التشتت scatter فيدل على ما يدل عليه المعنى الاحصائى المباشر له اى الى اى حد تختلف الدرجات من نقطة التوسط (المستوى) ، ويقاس ذلك بالانحراف المعيارى لدرجات كل مفحوص . إلا أننا يجب ان نلاحظ ان مقياس تشتت درجات الفرد الواحد فى الاختبارات المختلفة التى يعبر عنها البروفيل يعتمد على الارتباط بين هذه المتغيرات . فاذا كان الارتباط موجبا ومرتفعا فان الانتشار فى هذه الحالة يكون صغيرا والعكس صحيح . ويزداد الانتشار اتساعا اذا كان بعض الارتباطات موجبا والبعض الاخر سالبا . ولهذا لا يصلح الانتشار للتفسير المباشر ـ كما هو الحال فى المستوى . ولهذا يوصى فى هذه الحالة بالحصول على توزيع للانتشار فى عينة من الافراد وتحويله الى مئينيات تعد اساسا لتفسير انتشار البروفيل عند اشخاص بأعيانهم عند دراستهم .

اما شكل shape البروفيل فيتحدد بترتيب درجات كل شخص فقد يكون ترتيب بعض المتغيرات لدى الشخص مرتفعا والبعض الاخر منخفضا ، ويمكن للباحث المهتم بدرجات التشابه بين اشكال البروفيلات حساب معاملات ارتباط الرتب (وسوف نتناوله بالتفصيل فيما بعد) بين رتب اى بروفيلين لشخصين .

ويجب ان ننبه هنا الى ان هذه الانواع الثلاثة من البيانات ليست مستقلة تماما بعضها من بعض . فاذا كان المستوى مرتفعا جدا او منخفضا جدا فان الانتشار يكون بالضرورة منخفضا نسبيا . ولهذا عادة ما يجد الباحث علاقة منحنية بين المستوى والانتشار فى عينة من المفحوصين . اما عن الشكل فانه اكثر ارتباطا بالانتشار من ارتباطه بالمستوى . فاذا كان الانتشار صغيرا فان ترتيب المتغيرات لدى المفحوص (اى شكل البروفيل) لا يتضمن الا فروقا ضئيلة فى الاداء . وعلى ذلك فانه ما لم يكن الانتشار كبيرا الى حد ما يكون من الصعب تغيير شكل البروفيل .

ومن المهم ايضا ان نشير الى ان مظهر البروفيل يعتمد على مواضع المتغيرات فيه ، ومع ذلك مهما اختلف الفرد فان ذلك لا يؤثر فى المقاييس الثلاثة السابقة : المستوى ،والانتشار،والشكل.

وبالطبع يمكن رسم بروفيلات لمتوسطات درجات المجموعات بدلا من درجات الافراد. وفى جميع الحالات يمكن تطبيق اسلوب تحليل البروفيلات عليهما .

ويقصد بتحليل البروفيلات الاختبارات الاحصائية لدلالة الفروق بين متوسطات هذه البروفيلات بهدف تصنيفها ، وبالتالى تصنيف الافراد الذين تمثلهم الى مجموعات او فئات .

مقاييس التشابه بين البروفيلات :

يستخدم بعض الباحثين فى قياس درجة التشابه بين البروفيلات الاسلوب الارتباطى المعتاد وتطبيق منهج التحليل العاملى للافراد والذى يسمى اسلوب . وفى هذه الحالة يتم الحصول على الدرجات المعيارية للافراد فى مختلف المقاييس التى تؤلف البروفيل ، ثم يحسب المستوى (اى المتوسط) ويطرح من درجات كل متغير ، ثم تقسم كل درجة انحرافية على انتشار البروفيل للمفحوص ، ثم تحسب معاملات الارتباط بين كل بروفيلين حيث تعبر هذه المعاملات من العلاقة بينهما .

الا ان اسلوب معامل الارتباط لا يصلح لقياس تشابه البروفيلات فى المستوى او فى الانتشار . ولهذا إذا أراد الباحث قياس التشابه باستخدام المقاييس الثلاثة، فان المقياس الاكثر شيوعا هو ذلك الذى اقترحه أوسجود عام ١٩٥٢ ثم كرونباك عام ١٩٥٣ ويسمى مقياس المسافة (ق) distance (D) .

ويحسب هذا المقياس للمسافة بين مفحوصين (أ ، ب) على متغيرين (١ ، ٢) بالمعادلة الآتية :

$$ق^2_{اب} = (س_{ا1} - س_{ب1})^2 + (س_{ا2} - س_{ب2})^2$$

ويمكن توسيع نطاق هذه المعادلة لتشمل اى عدد من المتغيرات (ك) كما يلـــي :

$$ق^2_{اب} = (س_{ا1} - س_{ب1})^2 + (س_{ا2} - س_{ب2})^2 + \cdots\cdots + (س_{اك} - س_{بك})^2$$

ويدل الجذر التربيعي لهذه القيمة على المسافة بين نقطتيـــن تدلان على بروفيلى المفحوصين موضع البحث • ويمكن استخدام هـــــذا المقياس عند البحث عن تجمعات الاشخاص • وذلك بحساب المقدار(ق) بين كل زوج محتمل للمفحوصين ، وبهذه القيم تؤلف مصفوفة للمسافـــــات مقدارها ن x ن (حيث ن تعنى المفحوصين) • ومن هذه المصفوفـــــة نستنتج ان الاشخاص ذوى المسافات (ق) المنخفضة تتشابه بروفيلاتهـــم اكثر من ذوى المسافات (ق) المرتفعة • وبالطبع فان هذه المصفوفـــة يمكن ان تخضع لاسلوب تحليل التجمعات Cluster analysis ، للحصول على فئات او مجموعات للمفحوصين • كما يمكن استخدام طريقـة التحليل العاملى باستخدام الدرجات الخام مباشرة بدلا من مصفوفـــة الارتباط (راجع Nunally, 1979) •

التحليل التمييـــــزى :

التحليل التمييزى discriminatory analysis هـــو اسلوب احصائى لتقدير موضع الفرد على خط يفرق او يميز بين الفئـــات او المجموعات التى يمكن ان يصنف اليها الافراد•وبالتالى فـــــان التحليل التمييزى هو احد الاساليب الاحصائية التى تستخدم فى تصنيف الافراد (وليس تصنيف المتغيرات كما هو الحال فى التحليل العاملـــى الكلاسيكى او التحليل المقنن) • وبالطبع توجد طرق اخرى لتصنيـــف الافراد تشمل تحليل البروفيلات كما تشمل التحليل العاملى للافـــراد وليس المتغيرات وهما اسلوبان تناولناهما بايجاز فيما سبق •

ويستخدم التحليل التمييزى حين تكون مجموعات الافراد (او الاشياء) قد تحددت قبليا ويكون الغرض من التحليل التمييز بين المجموعات على اساس درجاتهم فى المقاييس المستخدمة فى البحث. ومن ذلك مثلا تصنيف الحالات المرضية إلى أنماط مختلفة من المرض ، او تصنيف الافراد الى مجموعات مهنية مختلفة ، او تصنيف الطلاب على مجالات التخصص المختلفة (أدبى وعلمى مثلا فى الثانوية العامة).

ويذكر (Nunnally, 1979) انه توجد ثلاث مشكلات مرتبطة تتصل بالتحليل التمييزى هى :

(١) تحديد ما اذا كانت الفروق فى درجات مجموعتين او اكثر دالة احصائيا .

(٢) تعميم التمييز بين المجموعات وذلك بالربط بين المتغيرات على نحو او آخر .

(٣) وضع قواعد لتصنيف الافراد الجدد فى المجموعات المختلفة .

وقد تكون المشكلة الاولى هى الاقل اهمية حيث توجد فى الوقت الحاضر اختبارات احصائية ملائمة لدلالة الفروق بين متوسط بروفيلات مجموعتين ، لعل اشهرها اختبار (ت) لهوتلنج .

اما المشكلة الثانية فهى الاكثر اهمية. ولتوضيح ذلك تفيدنا كثيرا إعادة تفسير تحليل البروفيلات الذى شرحناه آنفا. فاذا كان لدينا (ن) من الافراد و (ك) من المتغيرات فان بروفيل أى شخص يمكن التعبير عنه فى صورة نقطة فى فراغ يتألف من أبعاد عددها (ك). وكل محور فى الفراغ يتألف من متغير واحد ، وهذه المتغيرات تعد متعامدة بعضها على بعض . وفى التحليل التمييزى يكون مفيدا للقارىء ان يعتبر كل نقطة فى هذا الفراغ مشغولة بمجموعة معينة بدلا من فرد واحد .

وبالطبع يتطلب ذلك الربط بين المتغيرات بحيث تميز الافراد الذين ينتمون الى المجموعات المختلفة قدر الامكان . واشهر الطرق

المستخدمة فى هذا الصدد دالة خطية بسيطة تسمى دالة التمييز الخطية . Linear discriminant Function والتى تتخذ الصورة الآتية :

$$ص = أ_١ س_١ + أ_٢ س_٢ + ... + أ_ك س_ك$$

حيث أن :

ص = الدرجات التى نحصل عليها بدالة التمييز .

$س_١ ، س_٢$ = الدرجات الخام فى المتغيرات (وقد تمتد الى $أ_ك$)

$أ_١ ، أ_٢$ = أوزان المتغيرات (حتى $أ_ك$)

وتحسب الاوزان فى حالة مجموعتين فقط (ومع اى عدد من المتغيرات) باستخدام تحليل الانحدار المتعدد، وفيه يكون المحك (او المتغير التابع) هو " درجات المجموعة " . وحينئذ يعطى الافراد فى احدى المجموعتين الدرجة (١) ويعطى الافراد فى المجموعة الاخرى الدرجة (صفر) . وتستخدم بعدئذ المتغيرات فى تحليل انحدارى متعدد لتقدير درجات المجموعات .

الا ان ما يحدث كثيرا ان عدد المجموعات يكون اكثر من اثنين. وحينئذ يكون على الباحث حساب اكثر من دالة تمييز وحينئذ يصبح الاسلوب المستخدم هو الدالة الخطية للتمييز المتعدد واختصارها MDF . وحينئذ يتضمن التحليل استخداما للتحليل العاملى من نوع المكونات الاساسية ويشمل ذلك حساب الجذور الكامنة والمتجهات. الا ان طريقة المكونات الاساسية فى هذه الحالة لا تطبق على مصفوفة ارتباط ، وانما على نوع آخر من المصفوفات نوضحه بالمثال الاتى :

لنفرض ان الباحث يسعى الى التمييز بين ٥ مجموعات (ولتكن فئات مهنية او تصنيفات كلينيكية فى الطب او علم النفس المرضى)، إن الباحث حينئذ يطبق نفس المقاييس على جميع المفحوصين، ولنفرض ان عدد هذه المقاييس ١٥ . وبالطبع فان عدد المفحوصين فى كل مجموعة

من المجموعات الخمس قد يختلف ، الا أنه فى هذا الصدد يجب الا يقل عن ٣٠ مفحوصا فى كل مجموعة لكل مقياس (Nunnally, 1979) .وحينئذ تعد مصفوفة للتحليل التمييزى يصنف فيها المفحوصون قبليا فى المجموعات الخمس وتشمل الدرجات المعيارية للمقاييس التى تحسب لكل مقياس على حدة باستخدام المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى لجميع المفحوصين فى جميع المجموعات . وعلى ذلك فانه على الرغم من ان مجموع الدرجات المعيارية فى المقياس الواحد لجميع المفحوصين وبالتالى متوسطها يصل الى الصفر الا ان المجموعات تختلف فيما بينها فى متوسط هذه الدرجات المعيارية . وبالمثل فانه على الرغم من ان تباين الدرجات المعيارية فى المقياس الواحد لجميع المفحوصين يصل الى الواحد الصحيح الا انه يختلف ايضا من مجموعة الى اخرى (بالطبع يكون مقداره اقل من الواحد الصحيح) . ويوضح الجدول (١١٧) هذه المصفوفة .

جدول رقم (١١٧)

مصفوفات بيانات التحليل التمييزى

المفحوصون		المقاييس (المتغيرات)				
		$ذ_١$	$ذ_٢$	$ذ_٣$	....	$ذ_ن$
المجموعة	١	×	×	×		×
المجموعة	٢	×	×	×		×
المجموعة	٣	×	×	×		×
.....		×	×	×		×
المجموعة	هـ	×	×	×		×

ويتطلب التحليل التمييزى المتعدد الحصول الى دالة التمييز الاولى وذلك بالحصول على مجموعة من الاوزان مقدارها (ك) اى بعدد المقاييس المستخدمة ، والتى يضرب كل منها فى درجة المتغير او المقياس لتعظيم محك التباين المفسر . ولعلنا هنا نشير الى أن دالة

التمييز الخطية فى جوهرها تسعى للحصول على اوزان لتعظيم النسبة الغائية اى :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المتوسطات فى الدرجة ص}}{\text{التباين داخل المجموعات فى الدرجة ص}}$$

والدرجة (ص) هى الدرجة التى نحصل عليها من دالة التمييز كما بينا فى شرحنا لحدود هذه المعادلة من قبل . ويمكن الاشارة الى مجموعة الاوزان التى تتألف من عدد من العناصر مقداره (ك) على انها متجه الاوزان ، ويكون المتجه الاول فى هذه الحالة مكافئا من الوجهة الرياضية للمتجه الاول الذى نحصل عليه بطريقة المكونات الاساسية فى التحليل العاملى . ويتم الحصول على المتجه الاول للاوزان فى التحليل التمييزى بحيث يعظم النسبة بين مجموع مربعات بين المجموعات مقسوما على مجموع مربعات داخل المجموعات كما بينا . وتستخدم هذه المتجهات فى مصفوفة الاوزان فى التحليل التمييزى بنفس الطريقة التى تستخدم بها فى مصفوفة الارتباط فى التحليل العاملى باستخدام المكونات الاساسية وذلك لحساب عدة دوال خطية للتمييز على النحو الاتى :

$$\text{ص}_1 = \text{أ}_1 \text{س}_1 + \text{أ}_2 \text{س}_2 + \cdots + \text{أ}_\text{ك} \text{س}_\text{ك}$$

وهذه هى الدالة الاولى التى تعظم النسبة الغائية بين التباينين (بين وداخل المجموعات) ثم تحسب دالة تمييز ثانية تفيد فى ان تقوم بدور المفسر من الدرجة الثانية للتباين على النحو الآتى وذلك باستخدام مصفوفة بواق شبيهة بما هو موجود فى التحليل العاملى :

$$\text{ص}_2 = \text{ب}_1 \text{س}_1 + \text{ب}_2 \text{س}_2 + \cdots + \text{ب}_\text{ك} \text{س}_\text{ك}$$

وهكذا ننتقل الى الدوال التالية وهى (بالاعتماد فى كل مرة على مصفوفة البواقى) .

$$\text{ص}_{٢} = \text{ع}_{١}\,\text{س}_{١} + \text{ع}_{٢}\,\text{س}_{٢} + \cdots + \text{ع}_{ن}\,\text{س}_{ن}$$

وحتـــــى

$$\text{ص}_{هـ} = \text{هـ}_{١}\,\text{س}_{١} + \text{هـ}_{٢}\,\text{س}_{٢} + \cdots + \text{هـ}_{ن}\,\text{س}_{ن}$$

وبعد الحصول على الاوزان يحسب لكل مفحوص درجة فى كل دالـــة تمييزية • وبالطبع فان دوال التمييز يتم حسابها بحيث تكـــــون متعامدة بعضها على بعض (اى غير مرتبطة) •

ومعنى ذلك ان معامل الارتباط بين $\text{ص}_{١}$ ، $\text{ص}_{٢}$ بالنسبة لجميـــع المفحوصين فى جميع المجموعات الخمس معا يكون صفرا •

وبالطبع فان الباحث فى التحليل التمييزى قد يتوقف عــــن التحليل (اى يتوقف عن حساب دوال التمييز التالية) اذا توصـــل الى النقطة التى عندها تكون الدالة المحسوبة غير دالة باستخدام محك لمبادا ، او اذا كانت الدوال المتتابعة لا تفسر الا مقـــدارا ضئيلا من التباين الاصلى كما يتمثل فى الجذور الكامنة ، او اذا وجـــد الباحث ان اى دوال اضافية لن يكون لها اى معنى نظرى او اهميـــة تطبيقية • وتتوافر فى الوقت الحاضر برامج جيدة للكومبيوتر يمكـــن استخدامها فى اجراء التحليل التمييزى •

التحليل المحيطـــــى :

ويبقى السؤال الاخير وهو : كيف يمكن تصنيف المفحوصين الجدد فى الجماعات المختلفة ؟ ومن ذلك مثلا كيف يمكن توزيع الطـــــلاب الحاصلين على الثانوية العامة على الكليات الجامعية ومعاهـــــد التعليم العالى المختلفة ؟ او توزيع المجندين على اسلحة القـــوات المسلحة المختلفـــــة ؟ •

تفيدنا نتائج التحليل التمييزى فائدة كبرى فى هذا الصـدد ، وحينئذ يكون الاسلوب المباشر هو المقارنة بين بروفيل درجات الشخص مع بروفيلات درجات الاشخاص الذين أكدت بحوث التحليل التمييـــــزى

انتماءهم الى المجموعات المختلفة، وينشأ فى هذه الحالة تزاوج بين تحليل البروفيلات والتحليل التمييزى كما شرحناهما آنفا .

لنفرض ان باحثا اجرى تحليلا تمييزيا لعينة من المفحوصين فى عدة متغيرات . ان ذلك يعنى ان كل مفحوص ينتمى الى كل مجموعة له درجات معلومة، وحينئذ يمكن حساب نقطة التمركز Centroid لكل مجموعة مع افتراض ان درجات كل مميز discriminant موزعة توزيعا اعتداليا فى كل مجموعة . ويمكن بعدئذ حساب محيطات Contours لها كثافة متساوية حول نقطة التمركز لكل مجموعة ولذلك تسمى محيطات المركز centours ، والتى تتطلب فى حسابها جهدا رياضيا شاقا لا يتسع له مقام هذا الكتاب ، وحسبنا ان نشير الى انها تدل على النسبة المئوية للافراد الذين يتشتتون قربا وبعدا عن نقطة التمركز .

وباستخدام محيطات المركز هذه يمكن توزيع الافراد الجدد الى المجموعات التى تكون درجة الفرد "المحيطية المركزية " فيها اعلى من غيرها . ومرة اخرى فان درجة محيطية المركز للفرد تقدر النسبة المئوية للافراد فى المجموعة التى تبعد عن نقطة التمركز . فمثلا اذا كانت درجة محيطية المركز للمفحوص ٧٥ ٪ فان ذلك يعنى ان ٧٥ ٪ من افراد المجموعة ابعد من نقطة التمركز (بغض النظر عن اتجاه البعد اى بالزيادة او النقص) من الدرجة المحيطية التى يحددها بروفيل افراد المجموعة . وعلى ذلك فلو كانت الدرجات المحيطية لمفحوصنا ٧٥ ٪ ، ٢٥ ٪ ، ١٠ ٪ بالنسبة لثلاث مجموعات على التوالى فانه يجب ان يصنف فى المجموعة الاولى . وبالطبع يمكن للمفحوص ان تكون درجة محيطية المركز عنده عالية جدا فى عدد من المجموعات او منخفضة جدا فى جميع المجموعات .

تحليـل المســـار :

يعود الفضل الى عالم الوراثة سيول رايت Sewell Wright فى ابتكار اسلوب تحليل المسار Path analysis منذ اكثر من سبعين عاما ، ثم قدمه دنكان Duncan عام ١٩٦٦ الى علم الاجتماع ، وانتقل الى العلوم الانسانية الاخرى ، ومنها علم النفس فى السنوات الاخيـرة .

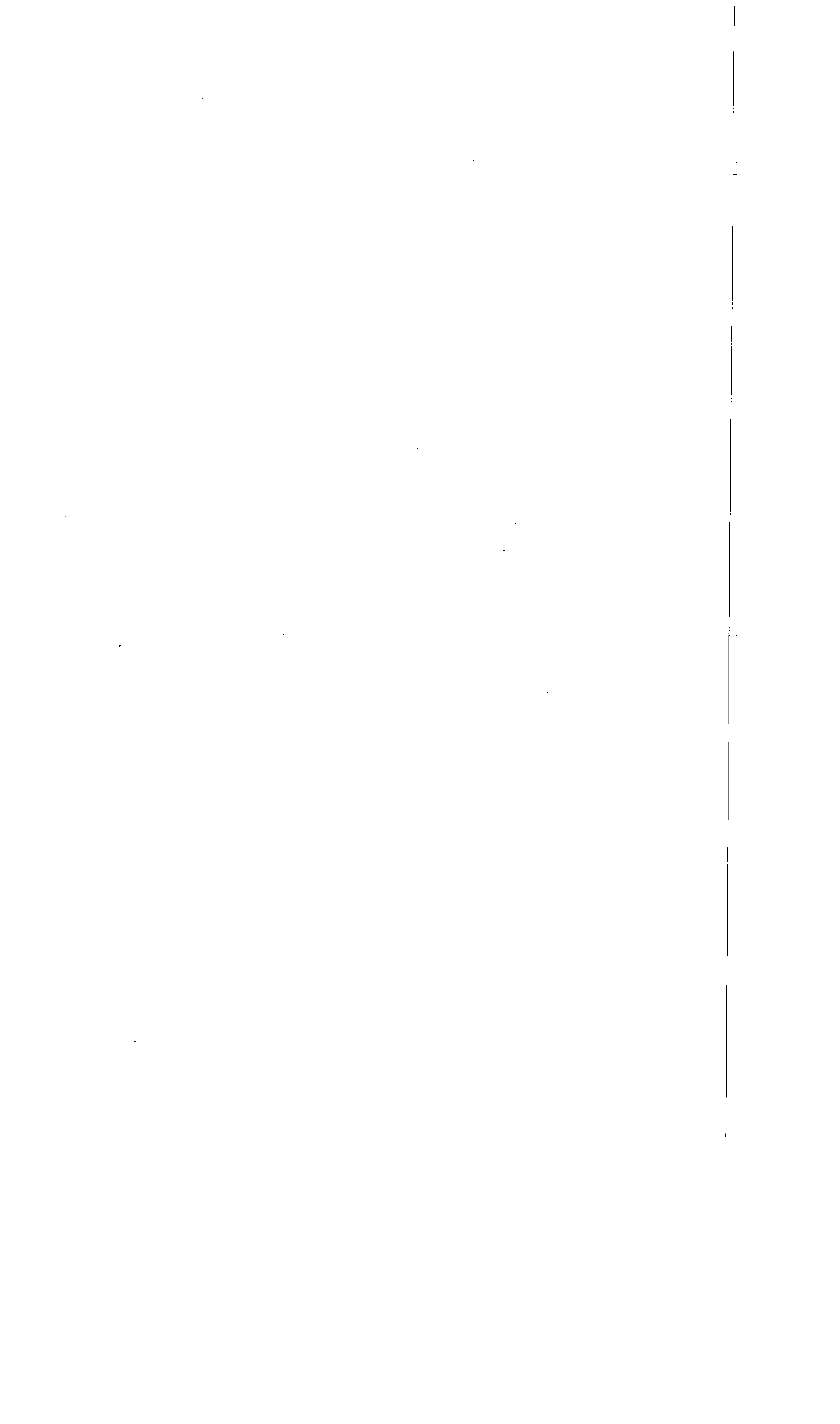
وينتمى اسلوب تحليل المسار الى النماذج الاحصائية السببية ومنها نموذج تحليل الانحدار الذى تناولناه فيما سبق . والفرق الجوهرى ان اسلوب تحليل المسار يعتمد على معاملات بيتا المعيارية كتقديرات للتأثيرات السببية بدلا من الاعتماد على المعاملات البائية. وبالطبع فان استخدام معاملات معيارية يتضمن إمكانية المقارنة بين المتغيرات المختلفة . إلا أن ذلك لا يعنى أفضلية تحليل المسار على تحليل الانحدار فى جميع الحالات وبالنسبة لجميع البيانات. فالواقع أن أسلوب تحليل المسار اكثر فائدة (باستخدامه لمعاملات بيتا المعيارية) فى حالتين على وجه الخصوص.

(١) حين تكون المقاييس المستخدمة فى قياس المتغيرات من النوع الاعتباطى او من الشرع غير المألوف .

(٢) حين يكون هدف البحث المقارنة بين مقادير الآثار التى تنتجها الاسباب المختلفة .

الباب الخامس

تحليل بيانات مقاييس الرتبة



الفصل التاسع عشر

الاحصاء الوصفى لبيانات مقاييس الرتبة

اشرنا الى أن الطرق الاحصائية التى تطبق على بيانات مقاييس الرتبة تصلح للاستخدام مع بيانات المقاييس من مستوى أعلى (أى بيانات النسبة والمسافة) . وفى هذه الحالة يمكن للباحث تحويل البيانات من النوع الاخير الى بيانات رتبة . وفيما يلى طرق هذا التحويل :

(أ) البيانات الفردية (بدون تكرار) :

يوضح الجدول (١١٧) بيانات من نوع المسافه . المحولة الى رتب

جدول رقم (١١٧)
بيانات مسافة محولة الى رتب

المفحوص	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	ط	ى	ك	ل	م	ن	س
الدرجة	٤٧	٧١	٥٢	٤٨	٣٥	٣٥	٤١	٨٢	٧٢	٥٦	٥٩	٧٣	٦٠	٥٥	٤١
الرتبة	١١	٤	٩	١٠	١٤ر٥	١٤ر٥	١٢ر٥	١	٣	٧	٦	٢	٥	٨	١٢ر٥

وفيما يلى خطوات تحويل بيانات المسافة الى رتب :

(١) اعطاء أعلى الدرجات الرتبة (١) والرتبة (٢) الدرجة التى تليها (اقل منها) مباشرة وهكذا .

(٢) اذا حصل فردان او اكثر على نفس الدرجة كما هو الحال فى المفحوصين هـ ، و - واللذين حصلا على الدرجة ٣٥ ،والمفحوصين ز ، س اللذين حصلا ايضا على درجة واحدة هى ٤١ـيعطى لكل منهما متوسط الرتبة التى يجب ان يشغلاها . فمثلا المفروض ان يحتل المفحوصان ز ، س الرتبتين ١٢ ، ١٣ ومتوسطها ٥ر١٢ الذى اصبح رتبة كل منهما ، وكذلك المفحوصان هـ ، و اللذان يحتلان الرتبتين ١٤ ، ١٥ ومتوسطهما ٥ر١٤ . وتنطبق هذه القاعدة على اى عدد من الافراد حصلوا على نفس الدرجة .نفرض ان الدرجة ٤١ حصل عليها ثلاثة افراد ، ان رتبهم المتتابعة فى هذه الحالة تصبح ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ومتوسطها ١٣ الذى يعد فى هذه الحالة رتبة تعطى للمفحوصين الثلاثة ، وهكذا. لاحظ انه فى الاحصاء لا يوجد ما يسمى " الترتيب المكرر " كأن يقال فى مثالنا أن المفحوص (ز) ترتيبه الثانى عشر والمفحوص (س) ترتيبه الثانى عشر مكرر كما هو شائع فى الممارسات التربوية الحاليـــة .

(ب) البيانات التكرارية (التوزيع التكرارى التراكمى):

أشرنا فى حديثنا عن التوزيع التكرارى لبيانات النسبة والمسافة الى مفهوم التكرار ، وحين تناولنا هذا المفهوم فى السياق السابق عرفت التكرارات على انها تنتمى الى درجة معينة او مدى معين من الدرجات (فئة من الدرجات). الا ان هذا المفهوم لا يصلح للاستخدام مع بيانات الرتبة، ويحتاج الامر الى ادخال بعض التعديل عليه ليصبح دالا على عدد الافراد (او التكرارات) التى يصل الى نقطة معينة فى المقياس ولا يتجاوزها . ويطلق على هـــذا

النوع الجديد من التكرار تسمية خاصة هو التكرار المتجمع او التراكمى Commulative Freguency . ويوجد نوعان من التكرار المتجمع هما التكرار المتجمع الصاعد والتكرار المتجمع الهابط . ويقصد بالتكرار المتجمع الصاعد او التصاعدى لاى درجة او فئة من الدرجات عدد الحالات التى حصلت على هذه الدرجة اووقعت فى تلك الفئة مضافا اليه جميع الحالات الاخرى التى حصلت على درجات اقل او وضعت فى فئات ادنى من ذلك فى المقياس نفسه .وحينئذ تصبح الدرجة او الفئة مستوى لا يتجاوزه عدد معين من الحالات .

اما التكرار المتجمع الهابط او التنازلى لاى درجة او فئة من الدرجات فيدل على عدد الحالات التى حصلت على هذه الدرجة او وقعت فى تلك الفئة مضافا اليه جميع الحالات الاخرى التى حصلت على درجات أكبر او وضعت فى فئات أعلى من ذلك فى المقياس وحينئذ تصبح الدرجة او الفئة مستوى يتجاوزه بالفعل عدد معين من الحالات . ويمكن الحصول على التكرار المتجمع بنوعيه من التكرار العادى عن طريق الجمع التتابعى.ويوضح الجدول (١١٨) طريقة حساب التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى والتنازلى لدرجات غير مصنفة الى فئات ، كما يوضح الجدول (١١٩) طريقة الحساب نفسها لدرجات مصنفة الى فئات .

جدول رقم (١١٨)

التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي والتنازلي لبيانات مسافة غير مصنفة الى فئات

الدرجات	التكرار	التكرار المتجمع التصاعدي	التكرار المتجمع التنازلي
٣٠	٤	٤	٥٠
٣١	١	٥	٤٦
٣٢	٧	١٢	٤٥
٣٣	٨	٢٠	٣٨
٣٤	١٠	٣٠	٣٠
٣٥	٥	٣٥	٢٠
٣٦	٣	٣٨	١٥
٣٧	٥	٤٣	١٢
٣٨	٤	٤٧	٧
٣٩	٣	٥٠	٣

ن = ٥٠

جدول رقم (١١٩)

التوزيع التكرار المتجمع التصاعدي والتنازلي لبيانات مسافة مصنفة الى فئات

فئات الدرجات	التكرار	التكرار المتجمع التصاعدي	التكرار المتجمع التنازلي
٠ – ٤	٤	٤	٢٨
٥ – ٩	١	٥	٢٤
١٠ – ١٤	١	٦	٢٣
١٥ – ١٩	١٠	١٦	٢٢
٢٠ – ٢٤	٣	١٩	١٢
٢٥ – ٢٩	٥	٢٤	٩
٣٠ – ٣٤	٣	٢٧	٤
٣٥ – ٣٩	٠	٢٧	١
٤٠ – ٤٤	١	٢٨	١

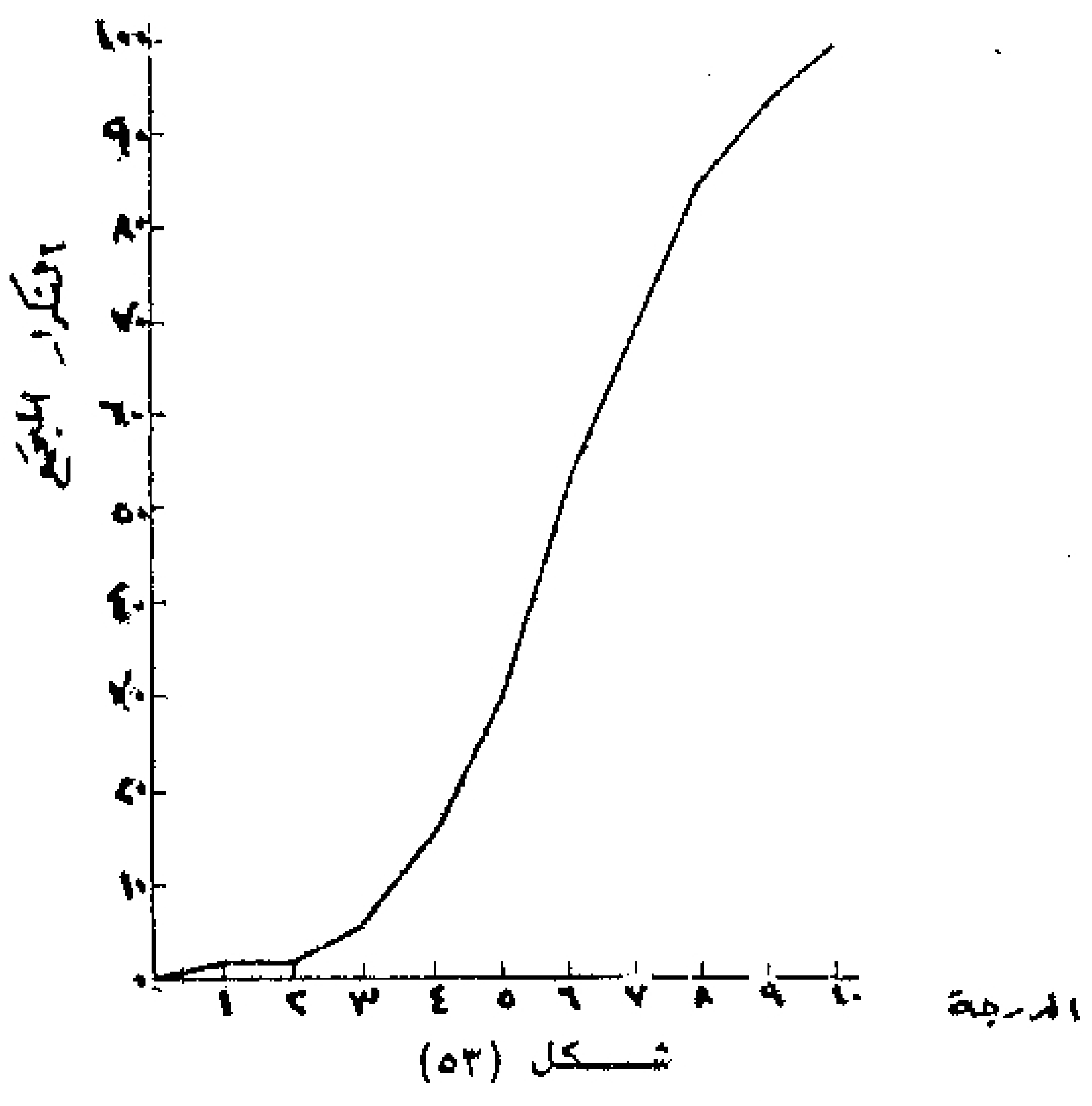
والسؤال الان هو : إذا كان من السهل علينا فى الجدول رقم (١١٨) والذى يتناول التكرار المتجمع للدرجات غير المصنفة الى فئات . أن نقول أن ٢٠ مفحوصا حصلوا على الدرجة ٢٣ فأقل ، وأن ١٥ مفحوصا حصلوا على الدرجة ١٦ فأعلى ، فكيف يمكن التعبير عن هذا المعنى نفسه للجدول رقم (١١٩) والذى يتناول التكرار المتجمع للدرجات المصنفة الى فئات ؟ .

يفيدنا فى هذه الحالة مفهوم الحدود الحقيقية للفئات فقد سبق ان اشرنا ان لكل فئة حدين أحدهما يسمى الحد الادنى الحقيقى وثانيهما يسمى الحد الاعلى الحقيقى ، وكل منهما يفيد فى فهم معنى مفهوم التكرار المتجمع . فحين تعتبر فئة معينة مستوى لا يتجاوزه عدد معين من الحالات فى حالة التكرار المتجمع التصاعدى فان ذلك يعنى ان الحد الاعلى الحقيقى هو المستوى الذى يحدد نقطة عدم التجاوز فى هذا النوع من التكرار، وحينئذ نقول فى مثالنا السابق ان هناك ١٩ مفحوصا حصلوا على درجات اقل من ٢٤٫٥ وهو الحد الاعلى الحقيقى للفئة (٢٠ - ٢٤) التى لا يتجاوزه هؤلاء المفحوصون فى التوزيع المتجمع التصاعدى .

اما فى حالة التكرار المتجمع التنازلى فان نقطة التجاوز فى هذه الحالة تصبح الحد الادنى الحقيقى وحينئذ نقول ان ٢٢ مفحوصا حصلوا على درجات اعلى من الدرجة ١٤٫٥ وهى الحد الادنى الحقيقى للفئة (١٥ - ١٩) التى يتجاوزها الافراد الى التكرارات الاعلى .

التمثيل البيانى للتوزيع التكرارى المتجمع :

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع بيانيا لابراز اتجاه العلاقة بين التكرارات والدرجات ويوضح الشكل (٥٣) التمثيل البيانى لبيانات موزعة توزيعا متجمعا .



شكل (٥٣)

التمثيل البياني للتوزيع التكراري المتجمع

مقياس النزعة المركزية للبيانات الرتبية
(الوسيط) median

الوسيط هو النقطة التي تقسم مجموعة من الحالات المرتبة ترتيبا تنازليا او تصاعديا (كما بينا) الى قسمين متساويين، بحيث يكون عدد الحالات التي تقع ادنى من هذه النقطة يساوي عدد الحالات التي تقع اعلاها .

مثال :

لنفرض ان لدينا ٧ افراد كان ترتيبهم في مقياس لتقدير الاجتماعية كما يلي :

المفحوص	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز
الرتبة	الثالث	الخامس	الاول	السابع	الثانى	الرابع	السادس

فان الخطوة الاولى ترتيب هذه الرتب على النحو الاتى :

المفحوص	ج	هـ	أ	ج	ب	ز	د
الرتبة لفظيا	الاول	الثانى	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	السابع
الرتبة عدديا بالمعنى الشائع	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧
الرتبة عدديا بالمعنى الكمى	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١

لعلك لاحظت أن الشخص (ج) يقع فى منزلة الوسيط ، فموضعه فى الرتبة الرابعة حيث يقل عنه فى الترتيب ثلاثة مفحوصين هم ب ، ز ، د ويتفوق عليه ثلاثة آخرون هم أ ، هـ ، ج • ومعنى ذلك أن الرتبة الرابعة هى نقطة التوسط فى هذه الحالة •

وبالطبع فان المسألة كانت يسيرة فى المثال السابق حيث ان عدد المفحوصين فردى ، ولكن لنفرض ان عددهم كان زوجيا على النحو الاتى :

أ	ب	ج	د	هـ	و
الثالث	الخامس	الاول	الثانى	الرابع	السادس

وبترتيبهم نحصل على ما يأتى :

المفحوص	ج	د	أ	هـ	ب	و
الترتيب لفظيا	الاول	الثانى	الثالث	الرابع	الخامس	السادس
الترتيب عدديا بالمعنى الشائع	١	٢	٣	٤	٥	٦
الرتبة عدديا بالمعنى الكمى	٦	٥	٤	٣	٢	١

ان الوسيط فى هذه الحالة يقع فى منزلة بين الترتيبين الثالث والرابع (اى الرتبة ٣ ، ٤) ، ولحسابه فى هذه الحالة نحصل على متوسط الرتبتين ويساوى م٢ر الذى يعد نقطة التوسط . وكما نرى مرة اخرى فإن عدد الافراد الذين يقعون فى هذا المثال اقل من نقطة م٢ر يساوى عدد الافراد الذين يقعون اعلى منها .

حساب الوسيط لبيانات النسبة والمسافة :

(أ) وسيط القيم التكرارية غير المصنفة الى فئات :

يوضح الجدول (١٢٠) بيانات حصل عليها أحد الباحثين لعينة مؤلفة من ٣٤ مفحوصا .

جدول رقم (١٢٠)

حساب الوسيط لقيم تكرارية غير مصنفة الى فئات

الدرجة (س)	التكرار (ك)	التكرار المتجمع التصاعدى $ك_ج$
١	١	١
٢	١	٢
٣	٢	٤
٤	٠	٤
٥	٢	٦
٦	٣	٩
٧	٠	٩
٨	١	١٠
٩	٢	١٢
١٠	٣	١٥
١١	٥	٢٠
١٢	٣	٢٣
١٣	١	٢٤
١٤	١	٢٥
١٥	٢	٢٧
١٦	١	٢٨
١٧	٢	٣٠
١٨	٢	٣٢
١٩	٠	٣٢
٢٠	١	٣٣
٢١	٠	٣٣
٢٢	١	٣٤

ن = ٣٤

ولحساب الوسيط من بيانات الجدول السابق تستخدم الخطوات الآتيــــة :

(١) الحصول على التكرار المتجمع التصاعدى .

(٢) تحديد رتبة الوسيط بالمعادلة $\frac{ن}{٢}$ وهى فى مثالنا $\frac{٣٤}{٢}$ =١٧ ومعنى ذلك ان ١٧ حالة من التكـرار السابق يجبان تقـع أدنى من نقطة الوسيط ، ١٧ حالة اخرى يجب ان تقع أعلاه .

(٣) تحديد الدرجة التى يقع الوسيط فيها او اعلى او ادنى منها والتى يحددها التكرار المتجمع التصاعدى وهى فى هذه الحالــة الدرجة ١١ التى يقابلها التكرار المتجمع الصاعد ٢٠، ومعنى ذلك ان الحالة التى تقع فى النقطة بين الرتبة السابعة عشرة والثامنة عشرة (لان مجموع التكرارات زوجى) موضعها عنـد الدرجة ١١ (لماذا لم يقع اختيارنا على الدرجـة ١٠ او الدرجة ١٢ ؟) .

(٤) الا ان الدرجة ١١ لا يمكن ان تعد نقطة التوسط المنشـودة بسبب وجود ٥ حالات حصلت عليها (التكرار الاصلى للدرجة ١١ هو ٥ كما هو مبين فى الجدول السابق) ، ولذلك لابـد ان تكون نقطة التوسط هذه قيمة موزونة من هذا التكـرار الاصلى تمثل امتدادها فى هذه الدرجة (اى الدرجـة ١١) مبتدئين بالحد الادنى الحقيقى لهذه الدرجـة (اى ١٠٫٥) بافتراض ان الدرجات هى قيم متصلـة .

(٥) الوسيط = الحد الادنى الحقيقى للدرجة +

$$\left(\frac{\text{رتبة الوسيط – التكرار المتجمع الصاعد للدرجة الوسيطية}}{\text{التكرار المقابل للدرجة الوسيطية}} \right)$$

وبلغة الرمز تصبح :

$$و = ل + \frac{\frac{ن}{٢} - ك_{جق}}{ك}$$

وبالتعويض في المثال السابق :

$$و = ١٠٫٥ + \left(\frac{١٧ - ١٥}{٥} \right)$$

$$= ١٠٫٥ + ٤ر = ١٠٫٩$$

وهكذا تصبح الدرجة ٩ر١٠ نقطة التوسط التي عندها يتساوى عدد الحالات التي تقع أدنى منها (١٧ حالة) وعدد الحالات التي تقع اعلى منها (اى ١٧ حالة ايضا) .

(٢) وسيط القيم التكرارية المصنفة الى فئات :

يوضح جدول (١٢١) بيانات جدول (١٢٠) مصنفة الى فئات

جدول رقم (١٢١)
حساب الوسيط لقيم تكرارية مصنفة الى فئات

فئات الدرجات	التكرار (ك)	التكرار المتجمع الصاعد $ك_ج$
١ - ٣	٤	٤
٤ - ٦	٥	٩
٧ - ٩	٣	١٢
١٠ - ١٢	١١	٢٣
١٣ - ١٥	٤	٢٧
١٦ - ١٨	٥	٣٢
١٩ - ٢١	١	٣٣
٢٢ - ٢٤	١	٣٤
	ن = ٣٤	

ولحساب الوسيط نلجأ الى نفس الخطوات السابقة :

(١) رتبة الوسيط = $\frac{ن}{٢}$ = $\frac{٣٤}{٢}$ = ١٧

(٢) تحديد فئة الوسيط وهى هنا الفئة ١٠ ـ ١٢ حيث تكرارهـا المتجمع ٢٣ بينما الفئة السابقة (٧ ـ ٩) تكرارهـا المتجمع ١٢ وبالتالى لا يمكن للرتبة ١٧ ان تقع فى الفئة الاخيرة .

(٣) تحديد الحد الادنى الحقيقى لفئة الوسيط ، وهو فى مثالنا ٩ر٥

(٤) حساب الوسيط بالمعادلة السابقة بعد تعديلها لتتضمن مفهوم فئة الوسيط (ف) وهو لم يكن واردا فى المعادلة السابقة حيث كانت الدرجات فردية :

$$و = ل + \left(\frac{\frac{ن}{٢} - ك_{جق}}{ك} \right) ف$$

$$و = ٩ر٥ + \left(\frac{١٧ - ١٢}{١١} \right) \times ٣$$

$$و = ٩ر٥ + \left(\frac{٥}{١١} \times ٣ \right) = ٩ر٥ + \frac{١٥}{١١}$$

= ٩ر٥ + ١ر٣٦ = ١٠ر٨٦ اى ١٠ر٩ تقريبا .

خصائص الوسيط :

(١) مجموع الانحرافات المطلقة من الوسيط أصغر من مجموع هذه الانحرافات عن المتوسط . (فؤاد البهى السيد ١٩٧٩) .

(٢) الحساسية للدرجات الوسطى : من اهم خصائص الوسيط انه لا يتأثر بالدرجات المتطرفة (كما هو الحال فى المتوسط الحسابى) ولكنه أكثر حساسية للدرجات الوسطى فى التوزيع

التكرارى (وهو بذلك يكون نقيض المتوسط الذى يكون تأثره بالدرجات المتطرفة اكثر من الدرجات الوسطى). ولهذا يصلح الوسيط لقياس النزعة المركزية أكثر من المتوسط (لبيانات المسافة والنسبة) عندما تكون أطراف التوزيع غير متساوية (كأن يكون التوزيع ملتويا التواء موجبا او سالبا). وهو لذلك أفضل مقياس إحصائى لبعض البيانات الاجتماعية مثل الدخل الفردى .

(٣) عدم الحساسية للدرجات غير الموجودة : من الخصائص المرغوبة للوسيط ايضا انه يمكن حسابه حتى ولو كانت بعض الدرجات المتطرفة غير موجودة . لنفرض اننا سألنا ٨ مفحوصين ذكر أعمارهم لحملنا البيانات ستة منهم أعمارهم كالاتى ٢٢ ، ٢٦ ، ٢٥ ، ٢٠ ، ٢٩ ، ٢٨ ، وذكر إثنان منهم ان عمريهما أعلى من ٣٠ سنة . فهل يمكننا حساب الوسيط فى هذه الحالة للحالات الثمانية ؟ . الاجابة نعم لان المفحوصين الذين لم يعطيا عمريهما الحقيقيين كانا من الكبر بحيث ان درجتيهما تؤلف أعلى درجات عمرية فى المجموعة ، وبالتالى فان عمريهما سوف يقعان اعلى من الوسيط وبالتالى يمكن ترتيب الافراد على النحو الاتى : ٢٠ ، ٢٢ ، ٢٥ ، ٢٦ ، ٢٨ ، ٢٩، > ٣٠ ، > ٣٠،وحيث ان وسيط العمر هو النقطة التى تقسم الافراد الى مجموعتين متساويتين فان الوسيط فى هذه الحالة سوف يقع فى منتصف المسافة بين العمرين ٢٦ ، ٢٨ ومتوسطهما ٢٧ وحيث يصبح وسيط العمر فى هذه الحالة ٢٧ .

مقياس التشتت للبيانات الرتبية

لعلك لاحظت أن الوسيط هو نقطة واحدة تقسم التكرار الكلي اى مجموع الافراد او الحالات الى نصفين ، ويمكن لهذه الفكرة ان تمتد منطقيا الى تقسيم التكرار الى اى عدد من الاقسام ، فمثلا يمكن ان ينقسم الى اربعة اقسام باستخدام ثلاث نقط تسمى فى هذه الحالة الربيعيات (او الارباعيات) ، او الى عشرة اقسام باستخدام تسع نقط تسمى العشيريات (او الاعشاريات) ، او مائة قسم باستخدام ٩٩ نقطة تسمى المئينيات •

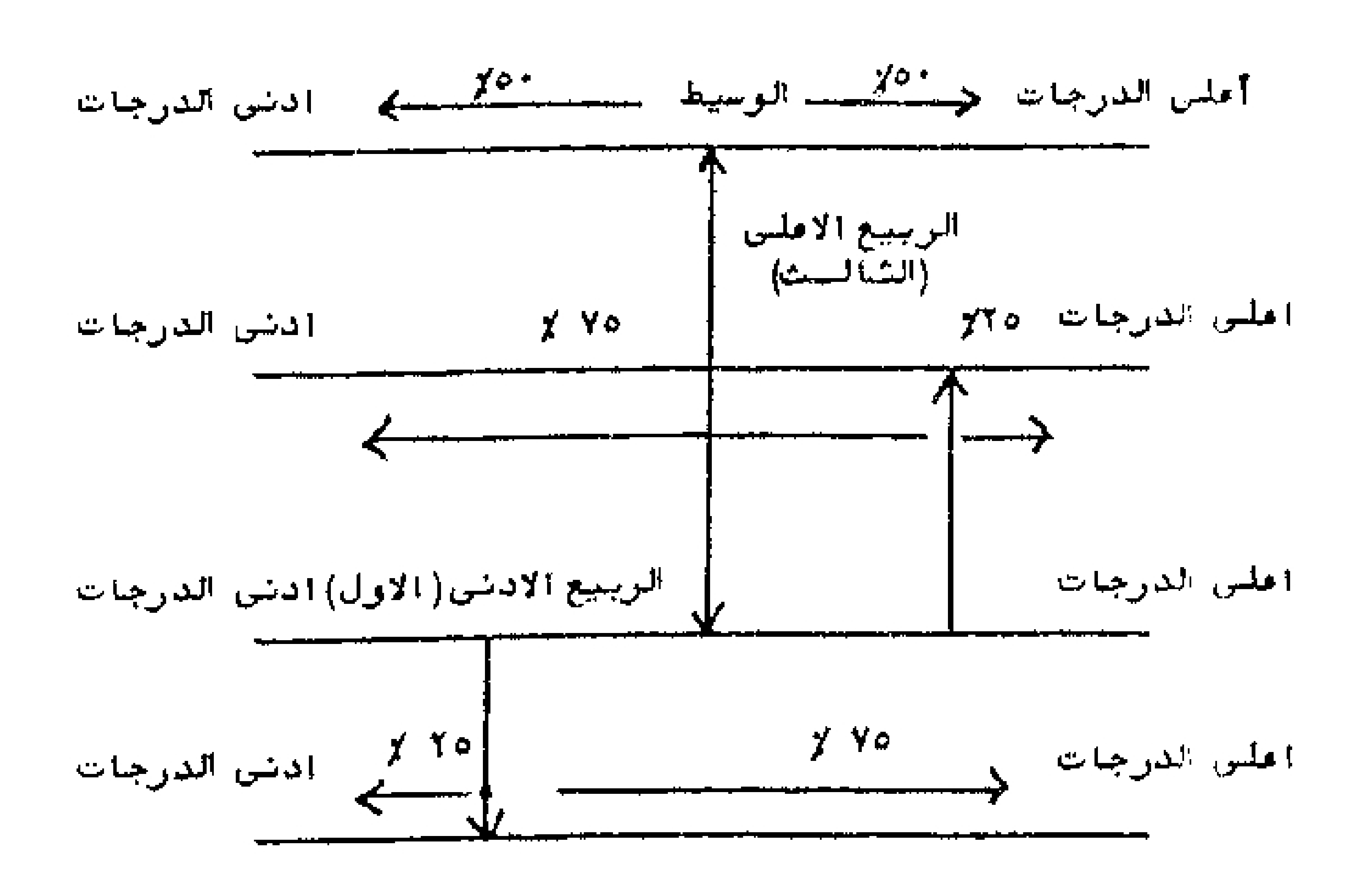
ولحساب التشتت للبيانات الرتبية تعتمد على مفهوم الربيعيات اساسا ، وهو كما قلنا يمثل ثلاث نقاط تقسم التكرار او عدد الحالات الى اربعة اقسام متساوية ، وهذه الربيعيات هى :

(١) الربيع الاول او الادنى : وهو النقطة التى تميز بين ربع الحالات المتخلفة فى المقياس والتى تقع فيه بنسبة ٢٥ ٪ من مجموع الحالات ، والثلاثة ارباع الاخرى (٧٥ ٪) التى تقع اعلاها • وهذه النقطة لا يتعداها بالطبع الربع المتخلف فى التوزيع •

(٢) الربيع الثانى او الاوسط : وهو النقطة التى تميز بين نصف الحالات الذين يقعون ادناها ونصفهم الاخر الذين يقعون اعلاها (وهو يساوى الوسيط) •

(٣) الربيع الثالث او الاعلى : وهو النقطة التى تميز بين ثلاثة ارباع التكرار التى تقع ادناها (اى ٧٥ ٪ التى يتجاوزها الربع المتفوق) والربع المتفوق (٢٥ ٪) الذى يقع اعلاها. ويوضح الشكل رقم (٥٤) العلاقة بين الربيعيات الثلاثة •

(٤) حساب نصف المدى بين الربيع الاعلى والربيع الادنى كمقياس للتشتت والذى يسمى نصف المدى الربيعى
Semi- interquartile range



شكل رقم (٥٤)
العلاقة بين الربيعيات الثلاثة

ولا يختلف حساب الربيع عن حساب الوسيط ، الا في نقطة البداية وعلى هذا يمكن حساب الربيع الادنى او الاول من جدول (١٢١) كمايلى:

(١) تحديد رتبة الربيع الاول بقسمة المجموع الكلى للتكرار على (٤) وضربها في (١) أى أن :

$$\text{رتبة الربيع الاول او الادنى} = \frac{٣٤ \times ١}{٤} = ٨{,}٥$$

وهم ربع الافراد الذين يفترض فيهم ان تقع درجاتهم ادنى من نقطة الربيع الاول او الادنى ، اما الارباع الثلاثة الاخرى فتقع درجاتهم اعلى منها .

(٢) دراسة التكرارات المتجمعة الصاعدة لتحديد الفئة التى تقع فيها نقطة الربيع الاول وهى فى هذه الحالة الفئة (٤ ـ ٦) .

(٣) تطبيق المعادلة التالية التى لا تختلف فى صيغتها من معادلة حساب الوسيط .

الربيع الاول = الحد الادنى الحقيقى لفئة الربيع الاول +

$$\left(\frac{\text{رتبة الربيع الاول} - \text{التكرار المتجمع الصاعد لفئته}}{\text{تكرار فئة الربيع الاول}} \right) \text{مدى الفئة}$$

$$\text{الربيع الاول} = ٣٫٥ + \left(\frac{٨٫٥ - ٤}{٥} \right) \times ٣$$

$$= ٣٫٥ + \left(\frac{٤٫٥ \times ٣}{٥} \right) = ٢٫٥ + \left(\frac{١٣٥}{٥٠} \right)$$

$$= ٣٫٥ + ٢٫٧ = ٦٫٢$$

اما الربيع الثانى فتتحدد رتبته على النحو التالى بافتراض ن = المجموع الكلى للتكرار .

$$\text{رتبة الربيع الثانى او الاوسط} = \frac{ن \times ٢}{٤} = \frac{ن}{٢} = \text{الوسيط}$$

وهم نصف الافراد الذين يفترض فيهم ان تقع درجاتهم ادنى من نقطة الربيع الثانى او الوسيط ، وبالطبع فان النصف الثانى تقع درجاتهم أعلى منهما .

ومعنى ذلك ان الربيع الثانى هو الوسيط وسبق لنا حسابه .

اما الربيع الثالث او الاعلى فيتحدد من بيانات جدول رقم (١٢١) كما يلى :

(١) $$\text{رتبة الربيع الثالث او الاعلى} = \frac{ن \times ٣}{٤} = \frac{٣٤ \times ٣}{٤} = \frac{١٠٢}{٤} = ٢٥٫٥$$

وهم ثلاثة ارباع الافراد الذين يفترض فيهم ان تقع درجاتهم ادنى من نقطة الربيع الثالث او الاعلى . اما الربيع الباقى فتقع درجاتهم اعلى منهما .

(٢) الفئة التى يقع فيها الربيع الثالث هى (١٣ ـ ١٥).

(٣) الربيع الثالث = ١٢٫٥ + ($\frac{٢٥٫٥ - ٢٣}{٤}$) × ٣

= ١٢٫٥ + ($\frac{١٫٥ \times ٣}{٤}$)

= ١٢٫٥ + $\frac{٤٫٥}{٤}$ = ١٢٫٥ + ١٫١٢٥ = ١٣٫٦٢٥

ولحساب نصف المدى الربيعى كمقياس احصائى لتشتت البيانات الرتبية نعتمد على نصف الفرق بين الربيعيين الاول والثالث وهو ما يسمى نصف المدى الربيعى .

نصف المدى الربيعى = $\frac{\text{الربيع الثالث} - \text{الربيع الاول}}{٢}$

= $\frac{١٣٫٦٢٥ - ٦٫٢٠٠}{٢}$ = $\frac{٧٫٤٢٥}{٢}$ = ٣٫٧١٢٥

ويمثل نصف المدى الربيعى النقطة التى تقسم مدى الحالات المتوسطة التى تمثلها نسبة الـ ٥٠ ٪ (اى الوسيط) الى نصفين . وهو هنا المدى الذى يقع بين الربيع الاعلى والربيع الادنى.وهو بهذا المعنى يدل على مدى التفاوت حول الربيع الاوسط كمقياس للنزعة المركزية ، شأنه فى ذلك شأن الانحراف المعيارى فى تعبيره عن مدى التقارب حول المتوسط كمقياس للنزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة . ولذلك يستخدم فى المقارنة فى ضوء مقداره المطلق. فكلما زاد نصف المدى الربيعى دل على تشتت كبير ،واذا قل دل على تشتت ضئيل .

ويمكن للباحث النفس والتربوى ان يستفيد من المسافات النسبية بين الوسيط وكل من الربيع الاول والربيع الثالثفى الحكم على التوزيع. فاذا كان التوزيع اعتداليا فان هاتين المسافتين تكونان متساويتين، أما اذا كان التوزيع ملتويا بأية صورة فان المسافتين تصبحان غير متساويتين ويمكن تحديد طبيعة الالتواء كما يلى

(١) الالتواء الموجب حين يكون الفرق بين الربيع الثالث والوسيط اكبر من الفرق بين الوسيط والربيع الاول ٠

(٢) الالتواء السالب حين يكون الفرق بين الربيع الثالث والوسيط اقل من الفرق بين الوسيط والربيع الاول ٠

(٣) الالتواء الصفرى (اى التوزيع الاعتدالى) حين يتساوى الفرق بين الربيع الثالث والوسيط من ناحية والفرق بين الوسيط والربيع الاول من ناحية اخرى ٠

تقسيم التكرار الى اى عدد من الاقسام المتساوية (العشيريات والمئينيات) :

لا يتجاوز نفع المدى الربيعى استخدامه المباشر فى المقارنة المبدئية الا انه لا يصلح للتقسيم الى مسافات او وحدات كما هو الحال فى الانحراف المعيارى ٠ ولذلك فان الباحث المستخدم لبيانات الرتبة عليه ان يقسم التكرار مباشرة الى ما يشاء من وحدات اذا تطلب الامر منه ذلك ٠ فكما اشرنا يمتد منطق تقسيم التوزيع التكرارى الى اى عدد متساو من الاقسام٠ فاذا كان الوسيط نقطة تقسم عدد الحالات الى قسمين ،والربيعيات هى ثلاث نقاط تقسم عدد الحالات الى اربعة اقسام فاننا نستطيع كما بينا ان نمتد بنفس المنطق الى تقسيم التكرار الى عشرة اقسام متساوية باستخدام تسعة نقاط ، (وتسمى العشيرات) أو الى مائة قسم باستخدام تسع وتسعين نقطة (وتسمى المئينيات) ٠

ولا يختلف حساب العشيريات او المئينيات عن حساب كل من الوسيط او الربيعيات الا فى الخطوات الاولى ، والتى تتصل بتحديد رتبة العشير او المئينى المطلوب ٠ ففى حالة العشيريات تتحدد الرتبة بالقسمة على ١٠ اى $\frac{ن}{١٠}$ ثم الضرب فى العشير المطلوب فالعشير الثالث تتحدد رتبته كما يلى $\frac{ن}{١٠} \times ٣$ والعشير التاسع او الاخير $\frac{ن}{١٠} \times ٩$ ويمكن ان نستنتج بسهولة ان العشير الخامس والذى يحسب $\frac{ن}{١٠} \times ٥$ هو الوسيط ٠

وفى حالة المئينيات تتحدد رتبة المئين بالقسمة على ١٠٠ أى $\frac{ن}{١٠٠}$ بعد الضرب فى المئين المطلوب • فرتبة المئينى الاول وهو ادنى المئينيات يحسب $\frac{ن}{١٠٠}$ × ١ ، والمئين الثالث والعشرون تتحدد رتبته كالتالى $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٢٣ والمئين التاسع والتسعون $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٩٩ • ويمكنك ان تستنتج بسهولة ان المئين العاشر $\frac{ن}{١٠٠}$ × ١٠ هو نفسه العشير الاول والمئين العشرين $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٢٠ هو نفسه العشير الثانى ، والمئين الخامس والعشرين $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٢٥ هو نفسه الربيع الادنى او الاول ، والمئين الثلاثين والاربعين والخمسين والستين حتى المئين التسعين هى العشير الثالث والعشير الرابع والخامس والسادس حتى العشير التاسع •

أما المئينى الخمسون $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٥٠ فهو الوسيط وهو ايضا العشير الخامس ، والمئينى الخامس والسبعون $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٧٥ هو الربيع الثالث او الاعلى •

مثال(١) احسب العشير الثالث لبيانات جدول (١٢١)

(١) رتبة العشير الثالث = $\frac{ن}{١٠}$ × ٣ = $\frac{٣٤}{١٠}$ × ٣ = ١٠ر٢
وهو بذلك يقع فى الفئه (٧ ــ ٩)

(٢) العشير الثالث = ٦ر٥ + ($\frac{١٠ر٢ - ٩}{٣}$) × ٣ = ٧ر٧

مثال(٢) احسب المئين الـ ٦٥ لبيانات جدول (١٢١)

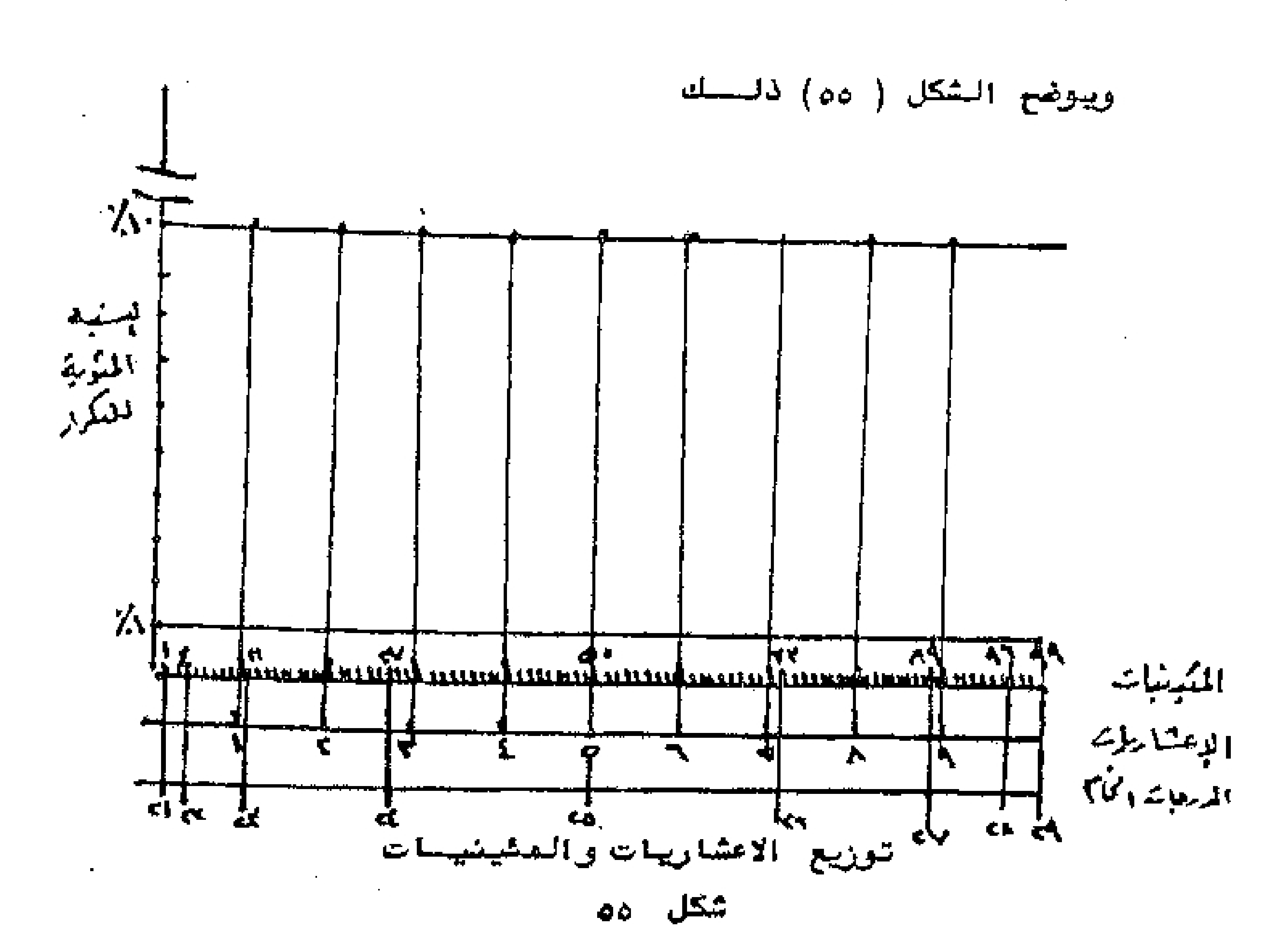
(١) رتبه المئين الـ ٦٥ = $\frac{ن}{١٠٠}$ × ٦٥ = $\frac{٣٤}{١٠٠}$ × ٦٥ = ٢٢ر١
وهو بذلك يقع فى الفئه (١٠ ــ ١٢)

(٢) المئين الـ ٦٥ = ٩ر٥ + ($\frac{٢٢ر١ - ١٢}{١١}$) × ٣ =
= ٩ر٥ + ٢ر٧٥ = ١٢ر٢٥

وتستخدم العشيرات والمئينيات فى المقاييس والاختبارات النفسية كمعايير ، الا اننا يجب ان ننبه الى انها من نوع معايير الرتبة ،

ولذلك لا يجوز مطلقا ان تستخدم معها العمليات الحسابية التى نستخدمها مع الدرجات المعيارية باعتبارها معايير المسافة والنسبة . والطبيعة الرتبية للعشيرات والمئينيات تنتج أساسا من انها تركز على تقسيم عدد الحالات او مجموع التكرارات الى اقسام متساوية .ولذلك فانه بصرف النظر عن شكل توزيع الدرجات فى المقياس فان توزيع العشيرات والمئينيات يتخذ دائما شكل التوزيع المستطيل. ومعنى ذلك انه يوجد دائما ١٠ ٪ (فى حالة العشيرات) او ١ ٪ (فى حالة المئينيات) من الحالات او الأفراد بين كل عشير وآخر فى الحالة الاولى ، او كل مئين وآخر فى الحالة الثانية ، فاذا كان المجموع الكلى للافراد مثلا ٣٠٠ مفحوص فان عدد الافراد الذين يقعون فى كل قسم من الاقسام العشرة (فى حالة العشيريات) هو ٣٠ فردا ، وفى كل قسم من الاقسام المائة (فى حالة المئينيات) هو ٣ افراد.

ويوضح الشكل (٥٥) ذلك

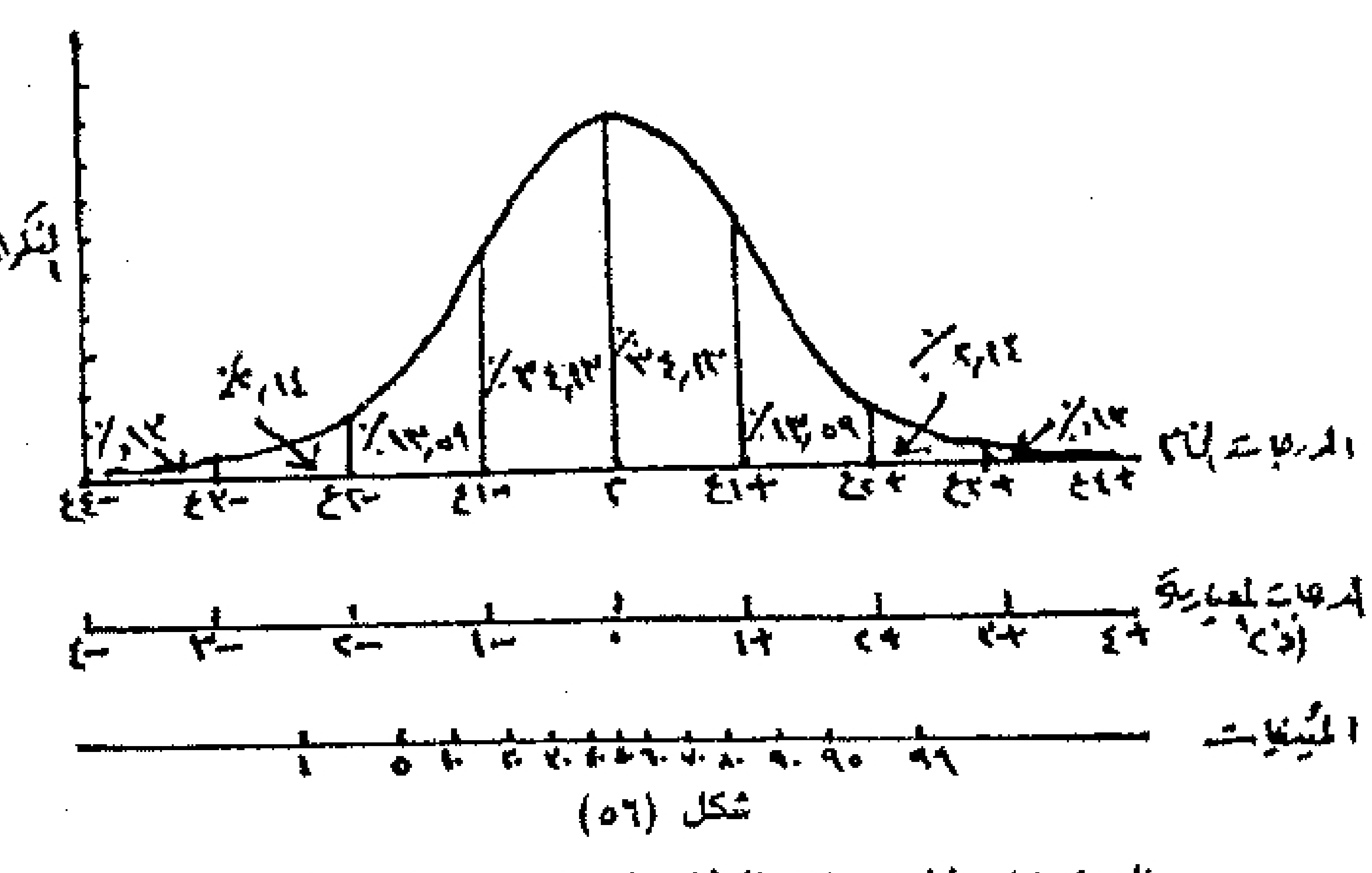


شكل ٥٥

و لأن معظم التوزيعات التى نتعامل معها تقترب من التوزيع الاعتدالى أكثر من التوزيع المستطيل فان المسافات بين المئينيات ستكون مختلفة عن المسافات بين الدرجات الخام .

والتغير من توزيع اعتدالى او قريب من الاعتدالية الى توزيع مستطيل يؤدى الى موقف تكون فيه الفروق بين المئينيات عند نهاية التوزيع تمثل مسافة أوسع على المحور الافقى abscissa، كما تفترض فروقا اكثر فى المفهوم موضوع القياس اذا قورنت بالفروق بين المئينيات فى منتصف التوزيع، وذلك لان معظم البيانات موزعة اعتداليا ويوجد عدد قليل من الافراد عند طرفى التوزيع. كما يجعل من الضرورى تناول مسافات بعيدة فى المحور الافقى لتوفير نفس العدد المطلوب بالقرب من مركز التوزيع حيث يوجد عدد اكبر من الحالات .

ويوضح الشكل(٥٦) مجموعة من الدرجات الخام موزعة توزيعا اعتداليا مع ما يكافئها من مئينيات . وكما هو واضح من تغير الدرجة الخام من ٢٨ الى ٢٩ يمثل زيادة فى الدرجة المئينية ٤ . بينما التغير فى الدرجات الخام من ٢٥ الى ٢٦ يمثل تغيراً فى المئينيات مقداره ٢٣



شكل (٥٦)

المئينات للدرجات الخام فى توزيع اعتدالى

وعملية حساب المئينيات تتضمن تحويلا غير خطى للدرجات على نحو يوثر فى التغيير فى خصائص المقياس بالنسبة للتوزيع الاصلى • ولهذا السبب لا بد من ممارسة الحيطة والحذر فى تفسير المئينيات • انها يقصد بها انها وسيلة لتحويل المعلومات الى الرتبة النسبية للفرد فى مجموعة ولا يجب استخدامها فى اى حساب اضافى.

ويجب ايضا ان يحذر الباحثون فى استخدام المئينيات كمتغيرات فى التحليل الاحصائى الذى يتضمن بيانات المسافة او النسبة لأن التحويل غير الخطى يؤدى الى تشويهات فى النتائج.

قياس العلاقة بين البيانات الرتبية

(١) معامل ارتباط الرتب لسبيرمان :

يستخدم فى القياس الاحصائى العلاقة بين متغيرين من طبيعة رتيبة معامل ارتباط الرتب Rank Order Correlation الذى ابتكرة عالم النفس الانجليزى " تشارلز سبيرمان " والذي يرمز له بالحرف اليونانى p والذى يسمى rho.

ويعتمد هذا المعامل على حساب عدم الانتظام disarray فى ترتيب المفحوصين فى المتغيرين ، لانه لو كانت الرتب منتظمة تماما فى اتجاه واحد بحيث يكون المفحوص ذو الترتيب الاول فى المتغير (س) هو نفسه كذلك فى المتغير (ص) وكذلك المفحوص ذو الترتيب الثانى والثالث وهكذا حتى الترتيب الاخير ، فان العلاقة فى هذه الحالة تصبح (+ ١) اى علاقة موجبة كاملة كما يوضح ذلك المثال الاتى :

المفحوصون	أ	ب	جـ	د	هـ
الترتيب فى (س)	١	٢	٣	٤	٥
الترتيب فى (ص)	١	٢	٣	٤	٥

الا ان ما يحدث بالفعل ان تكون الرتب مختلفة عن هذا الانتظام الكامل للترتيب الطبيعى ، بل ان الترتيب قد يتجه فى اتجاهين متضادين، كما هو الحال فى العلاقة العكسية او السالبة . فكيف نقيس عـــدم الانتظام فى هذه الحالة ؟

إن المقياس الشائع لعدم الانتظام هو مجموع مربعات فـــروق الرتب المتناظرة . وقد لجأنا إلى مربعات الفروق لان مجموع الفروق ذاتها لا بد ان يكون صفرا ، وهى حالة سبق ان واجهناها فى حساب الانحـــراف المعيـــارى .

وسوف نرمز لمربع فروق الرتب بالرمز (ق^{2}) .
تأمل المثال الاتى :

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ	
الترتيب فى (س)	١	٢	٣	٤	٥	
الترتيب فى (ص)	١	٤	٣	٥	٢	
ق	٠	٢-	٠	١-	٣+	مج ق = صفر
ق^{2}	٠	٤	٠	١	٩	مج ق^{2} = ١٤

وقد يهمك ان تعرف بعض خصائص الحدود الدنيا والعليا لقيـــم مج ق^{2}. فحين يكون ترتيب المفحوصين منتظما تماما فى كل من المتغيريـن (س) ،(ص) حسب الترتيب الطبيعى كما هو الحال فى المثال الاول فان مج ق^{2} = صفر كحد أدنى . أما إذا كان الترتيب عكسيا تماما أى حين يكون المفحوص الاول فى المتغير (س) هو الاخير فى المتغيـــر (ص) وهكذا حتى نصل الى ان يكون المفحوص الاخير فى المتغير(س) هـــو

الاول فى المتغير (ص) فاننا فى هذه الحالة تحصل على الحد الاقصى لقيمه مج ق^{٢} (اى مجد ق$^{٢}_{ع}$) والتى تحدد بالمعادلة الاتية

$$مج ق^{٢}_{ع} = \frac{ن (ن^{٢} - ١)}{٣}$$

حيث ن = عدد الافراد او الحالات (عدد الازواج بالطبع)

ويوضح ذلك المثال (٣)

مثال(٣):

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ	
الترتيب فى (س)	١	٢	٣	٤	٥	
الترتيب فى (ص)	٥	٤	٣	٢	١	
ق	٤ –	٢ –	٠	+٢	+٤	ن = ٥
ق٢	١٦	٤	٠	٤	١٦	مج ق٢= ٤٠

وبتطبيق المعادلة السابقة فان:

$$مج ق^{٢}_{ع} = \frac{٥ (٢٥ - ١)}{٣} = \frac{١٢٠}{٣} = ٤٠$$

اما اذا كانت الرتب تقع بين هذين الطرفين اى الصفر والحد الاقصى لمربعات الفروق فانها حينئذ لا يحكمها الانتظام بالترتيب الطبيعى او العكسى ، وانما يكون الترتيب عشوائيا تماما بالنسبة لاحد المتغيرين (وليكن س)ومنتظما بالنسبة للآخر (اى ص) ، فإن قيمة مج ق^{٢} المتوقعة فى هذه الحالة هى ببساطة نصف قيمتها القصوى اى ان مج ق^{٢} = $\frac{ن (ن^{٢} - ١)}{٦}$

وبتطبيق هذه المعادلة على مثالنا يكون مج ق٢ المتوقعة فى هذه الحالة كما يلى

$$مج ق^{٢} = \frac{٥ (٢٥ - ١)}{٦} = ٢٠$$

وقد اعتمد سبيرمان على مفهوم (مج ق^{٢}) لقياس عدم الانتظام في معادلته لحساب معامل ارتباط الرتب . وتعتمد هذه المعادلة على ان القيمة (+ ١) وهي أقصى معامل ارتباط موجب لا يمكن الوصول اليها الا اذا كانت جميع ازواج الرتب في المتغيريين في نفس الترتيب الطبيعي ، والقيمة (- ١) وهي أقصى معامل ارتباط سالب لا يمكن الوصول اليها أيضا الا اذا كانت جميع ازواج الرتب في المتغيرين في الترتيب العكسي . واما القيمة (صفر) وهي الدالة على عدم وجود علاقة بين المتغيريين فلا يمكن الوصول اليها الا اذا كان الترتيب عشوائيا تماما في كل منهما بالنسبة للآخر . وبهذا يمكن الوصول الى المعادلة العامه لحساب معامل ارتباط الرتب في هذه الحالة على النحو الاتي :

$$ر_{ب} = ١ - \left[\frac{٢ \text{ مج ق}^{٢}}{\text{مج ق}^{٢}_{ع}} \right]$$

حيث يدل الرمز (ر ب) على معامل ارتباط الرتب ، وتدل الرموز الاخرى على ما دلت عليه سابقا .

وبالطبع فانه لو كانت الرتب المتزاوجة لها نفس الترتيب الطبيعي تماما فان مج ق^{٢} = صفر في هذه الحالة و حينئذ يكون معامل ارتباط الرتب مساويا للواحد الصحيح (+ ١) . فاذا كانت الرتب في اتجاهين متضادين فان مج ق^{٢} = مج ق$^{٢}_{ع}$ ، وحينئذ يصبح معامل الارتباط = - ١ . اما في حالة استقلال المتغيرين (اى عدم وجود علاقة بينهما ووجود ترتيب عشوائي فيهما فان ٢ مج ق^{٢} = مج ق$^{٢}_{ع}$ وحينئذ يصبح معامل الارتباط صفرا .

وباحلال رموز معادلة مج ق$^{٢}_{ع}$) السابقة لحل هذا المقدار في معادلة معامل ارتباط الرتب .

(وهو يساوى $\underline{\text{ن}(\text{ن}^2 - 1)}$ كما بينا) تصبح المعادلة فى الصورة الآتية * ٢

$$\text{ر}_\text{ب} = 1 - \left[\frac{6\ \text{مج ق}^2}{\text{ن}(\text{ن}^2 - 1)}\right]$$

وهى الصيغة الشائعة لمعادلة حساب معامل ارتباط الرتب.

---

* البرهان الرياضى على ذلك يمكن تلخيصه فى الحقائق الآتية :

(١) مجموع اى سلسلة متتابعة من الرتب : أي مج ب $= \frac{\text{ن}(\text{ن} + 1)}{2}$ حيث ن = عدد الازواج

(٢) مجموع مربعات الرتب = مج $\text{ب}^2 = \frac{\text{ن}(\text{ن} + 1)(2\text{ن} + 1)}{6}$

(٣) متوسط اى مجموعة من الرتب = $\text{م}_\text{ب} = \frac{\text{ن}(\text{ن} + 1)}{2\text{ن}} = \frac{(\text{ن} + 1)}{\text{ن}}$

(٤) تباين أى مجموعة من الرتب $\text{ع}^2_\text{ب} =$

$$= \frac{\text{ن}(\text{ن}+1)(2\text{ن}+1)}{6\text{ن}} - \frac{(\text{ن}+1)^2}{4} = \frac{\text{ن}^2 - 1}{12}$$

(٥) مجموع مربعات الفروق بين الرتب = مج $\text{ق}^2_\text{ب}$ = مج$(\text{س} - \text{ص})^2$
= مج $\text{س}^2_\text{ب}$ + مج $\text{ص}^2_\text{ب}$ − ٢ مج $\text{س}_\text{ب}\ \text{ص}_\text{ب}$

(٦) بالربط بين الحقيقتين ٢ ، ٥ السابقتين يصبح مجموع مربعات فروق الرتب لما يلى:

$$= \frac{\text{مج س}_\text{ب}\text{ص}_\text{ب}}{\text{ن}} = \frac{\text{مج س}^2_\text{ب}}{2\text{ن}} + \frac{\text{مج ص}^2_\text{ب}}{2\text{ن}} - \frac{\text{مج ق}^2_\text{ب}}{2\text{ن}}$$

$$= \frac{(\text{ن}+1)(2\text{ن}+1)}{6} - \frac{\text{مج ق}^2_\text{ب}}{2\text{ن}}$$

(٧) بالتعريض باستخدام الحقائق الرياضية ٣ ، ٤ ، ٦ السابقة لصياغة معادلة معامل ارتباط الرتب ، ومع قليل من الجبر تصبح المعادلة ما يلى :

$$\text{ر}_\text{ب} = \frac{\frac{\text{مج س}_\text{ب}\text{ص}_\text{ب}}{\text{ن}} - \text{م}_\text{س}\text{م}_\text{ص}}{\text{ع}_\text{س}\text{ع}_\text{ص}} = \frac{\frac{\text{ن}^2 - 1}{12} - \frac{\text{مج ق}^2_\text{ب}}{2\text{ن}}}{\frac{\text{ن}^2 - 1}{12}} = 1 - \left[\frac{6\ \text{مج ق}^2_\text{ب}}{\text{ن}(\text{ن}^2 - 1)}\right]$$

مثال : استخدم احد الباحثين مقياسين لتقدير سمتى الاجتماعية والكفاءة المهنية لدى عينة من العاملين (ن = ١٠) فحصل على الرتب الآتية لكل منهم فى كل من السمتين .

والمطلوب حساب معامل ارتباط الرتب فى هذه الحالة

جدول(١٢٢) حساب معامل ارتباط الرتب

المفحوص	الترتيب فى الاجتماعية (س)	الترتيب فى الكفاءة المهنية (ص)	ق	ق٢
ب	١	٦	− ٥	٢٥
أ	٢	٣	− ١	١
ى	٣	٧	− ٤	١٦
جـ	٤	٢	+ ٢	٤
ز	٥	١	+ ٤	١٦
د	٦	٨	− ٢	٤
ح	٧	٤	+ ٣	٩
هـ	٨	٩	+ ١	١
ط	٩	٥	+ ٤	١٦
و	١٠	١٠	٠	٠
ن = ١٠			مجـ ق = صفر	مجـ ق٢ = ٩٢

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل ارتباط الرتب الآتى :

$$ر_ب = ١ - \frac{٦ \times ٩٢}{١٠(١٠٠ - ١)} = ٤٤٢ر٠$$

عمل ارتباط الرتب لسيرمان مع الرتب المتساوية :

كثيرا ما يواجه الباحث فى ترتيب المفحوصين ان الحكام او المقدرين او الفاحصين يواجهون صعوبة فى التمييز بين بعض هؤلاء المفحوصين بحيث يصعب إعطاؤهم رتبا منفصلة . وتظهر هذه المشكلة بوضوح حين تتحول درجات مقاييس النسبة او المسافة الى رتب ، فقد يحصل بعض المفحوصين على درجات متساوية . وهذه الظروف يترتب عليها ما يسمى الرتب الملصقة tied ranks وفى مثل هذه الحالة يعطى لكل مفحوص من ذوى المواضع المتساوية او الدرجات المتساوية (فى القياس المسافى) متوسط الرتب المتتابعة التى كان يجب عليهم الحصول عليها لو كان بينهم بعض الاختلاف ، ويوضح المثال الآتى ذلك :

مثال :

حصل احد الباحثين على ترتيب ١٥ تلميذا فى مادتى التاريخ والجغرافيا حيث تدل الرتبة (١) على التلميذ الاول والرتبة (١٥) على التلميذ الاخير فى كل مادة على حدة . ولعلك تلاحظ ان التلاميذ الذى تساوت رتبتهم حصلوا على متوسط الرتب المتتالية ، اى ان التلميذين و ، س حصلا فى التاريخ على الرتبة ١٢٫٥ وهى متوسط الرتبتين ١٢ ، ١٣ ، والتلاميذ أ ، ز ، ن حصلوا جميعا فى الجغرافيا على الرتبة ٨ وهى متوسط الرتب ٧ ، ٨ ، ٩ . لماذا حصل التلميذين هـ ، د فى التاريخ على الرتبة ١٤٫٥ ؟

جدول(١٢٣) حساب معامل ارتباط الرتب عند تساوى بعض الرتب

التلاميذ	ترتيب التاريخ (س)	ترتيب الجغرافيا (ص)	ق	$ق^2$
ا	١١	٨	+ ٣ر٠	٩ر٠٠
ب	٤	٦	− ٢ر٠	٤ر٠٠
ج	٩	٥	+ ٤ر٠	١٦ر٠٠
د	١٠	١٤	− ٤ر٠	١٦ر٠٠
هـ	١٤ر٥	١٥	− ٥ر	٢٥ر
و	١٤ر٥	١٢	+ ٢ر٥	٦ر٢٥
ز	١٢ر٥	٨	+ ٤ر٥	٢٠ر٢٥
ح	١	٣	− ٢ر٠	٤ر٠٠
ط	٣	١	+ ٢ر٠	٤ر٠٠
ى	٧	٤	+ ٣ر٠	٩ر٠٠
ك	٦	١٠	− ٤ر٠	١٦ر٠٠
ل	٢	٢	صفر	٠٠ر٠٠
م	٥	١٣	− ٨	٦٤ر٠٠
ن	٨	٨	صفر	٠٠ر٠٠
س	١٢ر٥	١١	+ ١ر٥	٢ر٢٥
ن = ١٥			مجق = صفر	مجـ $ق^2$ = ١٧١

بتطبيق معادلة سبيرمان لمعامل ارتباط الرتب نحصل على القيمه الاتية

$$ر ب = ١ - \frac{٦ \times ١٧١}{١٥(٢٢٥ - ١)} = ٦٩٦ر$$

ويجب ان ننبه هنا الى ان معامل ارتباط الرتب لسبيرمان هو حالة خاصة من معادلة كارل بيرسون لحساب معامل الارتباط التتابعى الناجم عن حاصل ضرب العزوم (راجع الفصل التاسع) . ويتطابق المعاملان اذا كانت الرتب أعدادا صحيحة متتابعة ، أما فى حالة الرتب المتساوية والتى تفتقد احيانا خاصية الاعداد الصحيحة والمتتابعة فانها تخل حينئذ بأحد شروط معادلة كارل بيرسون. ولذلك اذا طبقنا معادلة كارل بيرسون على بيانات الجدول(١٢١) نحصل على معامل ارتباط متطابق تماما مع معامل ارتباط الرتب لسبيرمان ، وتكون لمعادلة سبيرمان فى هذه الحالة ميزة اختصار الجهد المطلوب فى تطبيق معادلة بيرسون .

إلا أنه فى حالة الرتب المتساوية لا يتطابق المعاملان ،ويزداد الاختلاف بينهما مع زيادة عدد الرتب اللصيقة او المتساوية . وبالطبع فان المعامل الذى يزداد تاثرا فى هذه الحالة هو معامل ارتباط الرتب لسبيرمان وليس معامل الارتباط التتابعى لبيرسون. ولذلك يرى العلماء انه لو كان عدد الرتب المتساوية كبيرا فمن الافضل فى هذه الحالة تطبيق المعادلة العامة لمعامل الارتباط لكارل بيرسون. (بافتراض ان الرتب اشبه بدرجات مقياس مسافة او نسبة).

(٢) معاملات ارتباط الرتب لكندال :

اشرنا الى ان معامل ارتباط الرتب لسبيرمان يعتمد فى جوهره على مقياس عدم الانتظام فى الترتيب باستخدام المقدار مج ق٢ ، الا ان هذا ليس المقياس الوحيد ، وانما يوجد مقياس آخر لا يقل عنه اهمية هو (مج و) ويقصد به مجموع الاوزان الناجمة عن مقارنة كل رتبة بالرتب الاخرى. ولتوضيح ذلك تعود مرة اخرى الى المثال السابق الذى رتب فيه الافراد فى أحد المتغيرين(س) ترتيبا طبيعيا بينما رتبوا فى المتغير الاخر (ص) ترتيبا عشوائيا .

المفحوصون	أ	ب	جـ	د	هـ
رتبة (س)	١	٢	٣	٤	٥
رتبه (ص)	١	٤	٣	٥	٢

ولحساب (و) ثم (مجـ و) فى هذه الحالة تقارن كل رتبة مفحوص فى المتغير (ص)،لانه المتغير غير المنتظم،بكل رتبة اخرى . وفى هذه الحالة يصبح عدد المقارنات هو ما نحصل عليه من معادلة المقارنات الثنائية بصفة عامة :

$$\text{عدد المقارنات الثنائية} = \frac{ن\,(ن - ١)}{٢}$$

وفى مثالنا يبلغ عدد هذه المقارنات ١٠ مقارنات . وفى كل مرة اذا كان الترتيب من النوع الطبيعى اى(١ ،٤) مثلا تعطى المقارنة الوزن (+ ١) اما اذا كان الترتيب عكسيا مثل (٤ ،٣). فان المقارنه تعطى الوزن (– ١) . ثم تجمع هذه الاوزان لنحصل على المقدار (مجـ و) . ويوضح الجدول(١٢٣) نتائج أوزان المقارنات العشر فى مثالنا الحالى للمتغير (ص) غير المنظم

جدول(١٢٣) اوزان المقارنات الثنائية فى المتغير (ص) غير المنظم

المقارنـــه	الترتيب(ص)	نوع الترتيب	الوزن (و)
أ ، ب	١ ، ٤	طبيعى	+ ١
أ ، جـ	١ ، ٣	طبيعى	+ ١
أ ، د	١ ، ٥	طبيعى	+ ١
أ ، هـ	١ ، ٢	طبيعى	+ ١
ب ، جـ	٤ ، ٣	عكسى	– ١
ب ، د	٤ ، ٥	طبيعى	+ ١
ب ، هـ	٤ ، ٢	عكسى	– ١
جـ ، د	٣ ، ٤	طبيعى	+ ١
جـ ، هـ	٣ ، ٢	عكسى	– ١
د ، هـ	٥ ، ٢	عكسى	– ١
			مجـ و = ٢

وفى العدد نذكر للقارئ الحدود الدنيا والقصوى لقيم (مج و). فالقيمة القصوى نصل اليها حين يكون كل من مجموعتى الرتب من النوع الطبيعى وحيئذ تكون جميع الاوزان موجبه (+ ١) . ويصبح مقدار (مج و) ،فى هذه الحالة مساويا لعدد المقارنات الثنائية (فى مثالنا = ١٠) .

اما الحد الادنى للقيمه (مج و) فنصل اليها حين تكون كلتا مجموعتى الرتب فى الترتيب العكسى ، وبالتالى تحصل جميع المقارنات على الوزن (- ١)،وحينئذ يكون مقداره سالب عدد المقارنات الثنائية (فى مثالنا = - ١٠) .

أما حين يكون الترتيب عشوائيا (اى يكون المتغيران مستقلين) فان قيمة (مج و) المتوقعة فى هذه الحالة تساوى صفرا .

(٢) **معامل الارتباط (تو) لكندال :**

اعتمد عالم الاحصاء البريطانى الشهير كندال Kendall على المقدار (مج و)،كمقياس لعدم الانتظام،فى ابتكار عدد من الطرق الاحصائية لقياس معامل ارتباط الرتب ، لعل اشهرها معامل (تو) نسبة الى الحرف اليونانى τ ويحسب بالمعادلة الاتية :

$$ر_{تو} = \frac{مج\ و}{\frac{١}{٢}\ ن\ (ن - ١)}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات السابقة نحصل على معامل الارتباط التالى :

$$ر_{تو} = \frac{٢}{\frac{١}{٢} \times ٥ \times ٤} = ٠٫٢$$

معامل الارتباط (تو) مع الرتب المتساوية :

فى حالة الرتب المستاوية او اللصيقة يحصل الباحث عند بعض المقارنات الثنائية على رتب متساوية بالطبع ، وحينئذ يكون وزن المقارنة (صفراً) .

مثال :

المفحوصون	أ	ب	جـ	د	هـ	و
رتبة (س)	١	٢	٣	٤	٥	٦
رتبة (ص)	٢	٣	٤ر٥	٤ر٥	١	٦

من هذا المثال تجرى المقارنات الموضحه بالجدول(١٢٤)

جدول(١٢٤) اوزان المقارنات الثنائية فى المتغير(ص) غير المنتظم باستخدام رتب مستاوية

المقارنـــة	الترتيب فى(ص)	نوع الترتيب	الوزن(و)
أ ، ب	٢ ، ٣	طبيعى	+ ١
أ ، جـ	٢ ، ٤ر٥	طبيعى	+ ١
أ ، د	٢ ، ٤ر٥	طبيعى	+ ١
أ ، هـ	٢ ، ١	عكسى	− ١
أ ، و	٢ ، ٦	طبيعى	+ ١
ب ، جـ	٣ ، ٤ر٥	طبيعى	+ ١
ب ، د	٣ ، ٤ر٥	طبيعى	+ ١
ب ، هـ	٣ ، ١	عكسى	− ١
ب ، و	٣ ، ٦	عكسى	+ ١
جـ ، د	٤ر٥ ، ٤ر٥	متساو	صفر
جـ ، هـ	٤ر٥ ، ١	عكسى	− ١
جـ ، و	٤ر٥ ، ٦	طبيعى	+ ١
د ، هـ	٤ر٥ ، ١	عكسى	− ١
د ، و	٤ر٥ ، ٦	طبيعى	+ ١
هـ ، و	١ ، ٦	طبيعى	+ ١
			مجـ و = ٦

معامل ارتباط (تو) للرتب المتساوية فى المتغيرين (س)،(ص) :

قد تنشأ ظروف تتسم فيها بيانات البحث بأنها ذات رتب متساوية فى كل من المتغيرين س و ص . ويوضح المثال الآتى ذلك

المفحوصون	أ	ب	جـ	د	هـ	و
ترتيب (س)	٥ر١	٥ر١	٣	٥	٥	٥
ترتيب (ص)	٢	٣	٥ر٤	٥ر٤	١	٦

اننا فى هذه الحالة تجرى المقارنات الثنائية فى المتغير (ص) كالمعتاد على اساس ان ترتيب المتغير (س) من النوع الطبيعى أو المعتاد .

الا اننا فى هذه الحالة نتنبه أيضا إلى أنه حين تتساوى الرتب فى المتغير (س) فان وزن المقارنه يصبح صفرا حتى ولو كانت الرتب فى (ص) غير متساوية .

ويوضح الجدول (١٢٥) ذلك :

جدول(١٢٥) اوزان المقارنات الثنائية في حالة وجود رتب متساوية في كل من المتغيـــــــر (س) ، (ص)

المقارنـــات	الترتيب فى(ص)	الترتيب فى(س)	نوع الترتيب	الوزن(و)
أ ، ب	٢ ، ٢	١ر٥ ، ١ر٥	طبيعى ـ متساوى	٠
أ ، جـ	٢ ، ٤ر٥	١ر٥ ، ٣	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
أ ، د	٢ ، ٤ر٥	١ر٥ ، ٥	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
أ ، هـ	٢ ، ١	١ر٥ ، ٥	عكسى ـ طبيعى	ـ ١
أ ،	٢ ، ١	١ر٥ ، ٥	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
ب ، جـ	٣ ، ٤ر٥	٢ ' ، ٣	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
ب ، د	٣ ٤ر٥	١ر٥ ، ٢	ط يعى ـ طبيعى	+ ١
ب ، هـ	٣ ، ١	١ر٥ ، ٥	عكسى ـ طبيعى	ـ ١
ب ، و	٣ ، ١	١ر٥ ، ٥	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
جـ ، د	٤ر٥ ، ٤ر٥	٣ ' ، ٥	متساوى ـ طبيعى	٠
جـ ، هـ	٤ر٥ ، ١	٣ ، ٥	عكسى ـ طبيعى	ـ:١
جـ ، و	٤ر٥ ، ٦	٣ ، ٥	طبيعى ـ طبيعى	+ ١
د ، هـ	٤ر٥ ، ١	٥ ، ٥	عكسى ـ متساوى	٠
د ، و	٤ر٥ ، ٦	٥ ، ٥	عكسى ـ متساوى	٠
هـ ، و	١ ، ٦	٥ ، ٥	مكسى ـ متساوى	٠
				مجـ و =٤

ولعلك لاحظت ان المقارنة الاولى (أ ، ب)حصلت على الوزن(صفر) على . الرغم من انها في المتغير (ص) من النوع الطبيعى وذلك بسبب تساوى رتبتى هذين المفحوصين فى المتغير (س) وهكذا بالنسبــــــة للمقارنات (د ،هـ) ،(د ،و) ،(هـ ،و) ايضا .

ولحساب معامل ارتباط الرتب لكاندال (تو) مع وجود الرتب المتساوية سواء فى متغير واحد او فى المتغيرين معا فان المعادلة تصبح كما يلى :

$$ر_{تو} = \frac{مج\ و}{\sqrt{\left[\frac{1}{2}ن\ (ن-1) - مج\ س_{ت}\right]\left[\frac{1}{2}ن\ (ن-1) - مج\ ص_{ت}\right]}}$$

حيث أن :

$مج\ س_{ت}$ = عدد الرتب المتساوية فى المتغير س ويحسب كما يلى:

$\frac{1}{2}$ مج ($س_{ت}$ ($س_{ت}$ - ١) ويساوى فى مثالنا ما يأتى

$$= \frac{1}{2}\ (\ ٢\ \ (\ ٢-١\ )\ +\ ٣\ (\ ٣-١\ )\ \ =\ ٤$$

$مج\ ص_{ت}$ = عدد الرتب المتساوية فى المتغير ص ويحسب كما يلى ايضا

$\frac{1}{2}$ مج ($ص_{ت}$ ($ص_{ت}$ - ١) ويساوى فى مثالنا مايأتى:

$$= \frac{1}{2}\ (\ ٢\ \ (\ ٢-١\ )\ \ =\ ١$$

وبتطبيق المعادلة السابقة على بيانات الجدول (١٢٥) مع ملاحظة أن ن = ٦ فان

$$ر_{تو} = \frac{٤}{\sqrt{\left(\frac{1}{2} \times ٦\ (\ ٦-١\ ) - ٤\right)\left(\frac{1}{2} \times ٦\ (\ ٦-١\ ) - ١\right)}}$$

(ب) معامل الاتفاق :

قد تتوافر للباحث بيانات من نوع مقاييس الرتبة تتألف من اكثر من مجموعتين،لنفرض ان اربعة من الاخصائيين الاجتماعيين اجروا مقابلات شخصية لستة مفحوصين وقام كل منهم بتقدير كل مفحوص فى سمة القيادة،وحصل الباحث على البيانات الموضحة فى الجدول(١٢٦)

جدول(١٢٦) ترتيب ٤ فاحصين لسمة القيادة عند ٦ مفحوصين

المفحوصون / الفاحصون	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ن = ٥
أ	٦	٤	١	٢	٣	٥	
ب	٥	٣	١	٢	٤	٦	
جـ	٦	٤	٢	١	٣	٥	
د	٣	١	٤	٥	٢	٦	
$\bar{ن}$ = ٤	٢٠	١٢	٨	١٠	١٢	٢٢	المجموع

وبالطبع اذا كان هناك اتفاق كامل بين الفاحصين الاربعة فلا بد ان يحصل مفحوص واحد على الرتبة (أ) عندهم جميعا ، ويصبح مجموع رتب هذا المفحوص فى هذه الحالة ٤ ، ومفحوص آخر يحصل عندهم جميعا على الرتبة (٢) ويصبح مجموع رتبه ٨ ، وهكذا يكون مجموع رتب المفحوصين الستة فى هذه الحالة : ٤ ، ٨ ، ١٢ ، ١٦ ، ٢٠ ، ٢٤. ومعنى ذلك ان مجموع (ن) رتبة (مجـ) يقدرها ($\bar{ن}$) مفحوصا كما يلى :-

$$مجـ ب = \frac{\bar{ن}\ ن\ (ن + ١)}{ن}$$

وبالطبع فان درجة الاتفاق بين الفاحصين او الحكام تنعكس فى الاختلاف فى مجاميع الرتب. فحين يتفق الفاحصون اتفاقا تاما يصل هذا الاختلاف الى حده الاقصى . اما عدم الاتفاق بينهم فينعكس فى اختزال الاختلاف فى هذه المجاميع . وحين تتساوى المجاميع فان ذلك دلالة على عدم الاتفاق فى حده الاقصى . وهذا الشرط هو الاساس الذى اقام عليه كندال فكرة معامل الاتفاق
Coefficient of Concordance

وهذا المعامل فى جوهره هو عبارة عن النسبة بين مقدارين :

(١) قيمة موزونة لمربعات مجاميع الرتب (و)

(٢) القيمة الموزونة فى حالة حدوث الاتفاق التام بين الفاحصين .

ويحسب المقدار الاول بالمعادلة الآتية (حيث يدل الرمز (ب) على مجموع الرتب لكل مفحوص).

$$و = مج \left(ب - \frac{مج ب}{ن} \right)^٢$$

اما المقدار الثانى فمعادلته هى :

$$\bar{و} = \frac{\bar{ن}^٢ (ن^٣ - ن)}{١٢}$$

وهكذا تصبح معادلة معامل الاتفاق لكندال كما يلى :

$$ر_ق = \frac{١٢ \times و}{\bar{ن}^٢ (ن^٣ - ن)}$$

وحين يكون الاتفاق كاملا بين الفاحصين فان هذا المعامل = + ١، وحين يكون هناك عدم اتفاق اقصى فان هذا المعامل = صفر ومعنى ذلك ان هذا العامل ليست له قيمة سالبة ، فمع وجود اكثر من اثنين من الفاحصين لا يمكن ان يحدث عدم اتفاق فى الاتجاه العكسى . فمثلا

قد يكون الفاحص أ ، ب في حالــة عدم اتفاق كامل ، كما قد يكــون أ ، جـ في حالة عدم اتفاق كامل ايضا ، وحينئذ يكون ب ، جـ فـــى حالة اتفاق كامل .

ولحساب معامل الاتفاق لبيانات الجدول السابق تستخدم الخطوات الاتية :

(١) حساب مجاميع الرتب لكل مفحوص (السطر الاخير فى الجدول(١٢٦)

(٢) الحصول على المجموع الكلى للرتب (وهو فى هذا المثال= ٨٤)

(٣) الحصول على متوسط مجموع الرتب ، وهو مجموع الرتب المتوقـــع فى حالة الاستقلال الكامل للتقديرات ، وهو فى هذه الحالـــــة $\frac{٨٤}{٦} = ١٤$

(٤) الحصول على مجموع مربعات الانحراف عن هذا المتوسط وهـــو يساوى المقدار (و) الذى اشرنا اليه ، على النحو التالى :

$$و = (٢٠ - ١٤)^٢ + (١٢ - ١٤)^٢ + (٨ - ١٤)^٢ + (١٠ - ١٤)^٢ + (١٢ - ١٤)^٢ + (٢٢ - ١٤)^٢ = ١٦٠$$

(٥) فى مثالنـــا الحالى $\bar{ن} = ٤$ ، ن = ٦

(٦) تطبيق المعادلة السابقة على النحو الاتـــى :

$$ر_ق = \frac{١٢ \times ١٦٠}{٤^٢ (٦^٣ - ٦)} = ٠.٥٧١ ر$$

معامل الارتباط بين البيانات الرتبية والبيانات المسافية او النسبية :

قد يحصل الباحث على بيانات من مستويين مختلفين أحدهما مـــن نوع مقاييس الرتبة والثانى من نوع مقاييس المسافة او النسبة ويرغب فى حساب معامل الارتباط بينهما .

(٢) معامل الارتباط بين البيانات الرتبية ذات المستويات الثلاثة والبيانات المسافية او النسبية :

اقترح سيريل بيرت Cyril Burt ما يسميه معامل الارتباط الثلاثى وهو معامل لا يتجاوز حدود مستويات رتبية ثلاثية ، كان يكون مقياس التقدير من النوع الذى يتضمن جيد ، متوسط ، ضعيف ، او مقياس الاتجاه لا يعدو المستويات الثلاثة : موافق ، لا رأى لى ، معارض ، اى انه لا يصلح لمستويات متعددة من الترتيب .

وتتلخص معادلة حساب معامل الارتباط الثلاثى (فؤاد البهى السيد ١٩٧٩) فيما يلى :

$$ر_{٣} = \frac{م_{١} - م_{٢}}{ع_{ص}} \times \frac{١}{\frac{ي_{١}}{أ_{١}} + \frac{ي_{٢}}{أ_{٢}}}$$

حيث ان :

$ر_{٣}$ = معامل الارتباط الثلاثى .

$م_{١}$ = متوسط درجات افراد الثلث الاعلى من المقياس الرتبى(س) (موافق او جيد ، الخ) فى مقياس المسافة أو النسبة (ص)

$م_{٢}$ = متوسط درجات افراد الثلث الادنى من المقياس الرتبى(س) (معارض ، ضعيف ، الخ) فى مقياس المسافة او النسبة (ص)

$ع_{ص}$ = الانحراف المعيارى لدرجات مقياس المسافة او النسبة

$أ_{١}$ = نسبة افراد الثلث الاعلى من المقياس الرتبى(اى الذين وافقوا مثلا)

$أ_{٢}$ = نسبة افراد الثلث الادنى من المقياس الرتبى(أى الذين عارضوا مثلا)

$ي_{١}$ = الارتفاع الاعتدال المقابل للنسبة $أ_{١}$

$ي_{٢}$ = الارتفاع الاعتدال المقابل للنسبة $أ_{٢}$

مثـــال :

نفرض ان احد الباحثين حصل على بيانات عن النوع الرتبى فى صورة اداء اطفال المدرسة الابتدائية فى مقياس للاتجاهات نحــو الرياضيات ـ يتألف من ٣ مستويات فقط هى (موافق ـ لا رأى لى ـ معارض) وأراد ان يحسب معامل الارتباط بين رتب هذا المقياس ودرجات هؤلاء التلاميذ فى اختبار تحصيلى للرياضيات (من نوع المسافة) وحصل على النتائج الآتية فى الجدول (١٢٧)

جدول(١٢٧) بيانات ١٠ اطفال فى مقياس اتجاهات
ذى مستويات رتبية ثلاثة واختبار للتحصيل

الاطفـــال		أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي
(ص) درجة الاختبار التحصيلى		٢	٣	٦	٣	٤	٥	٣	٢	١	١
الاستجابة فى مقياس الاتجاهات (س)	موافق	×		×	×			×			×
	محايد					×	×				
	معارض		×						×	×	

ومن بيانات هذا الجدول تحسب القيم الاتية :

(١) الانحراف المعيارى للاختبار التحصيلى (ص) = ١٫٨ = $ع_{ص}$

(٢) متوسط درجات (ص) للذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالموافقة اى $م_{١}$ = ٣

(٣) متوسط الذيـــن استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالمعارضـة اى $م_{٢}$ = ٢

(٤) نسبة الذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالموافقة أى
أ١ = ٥ر وارتفاعها الاعتدالى (ى١) = ٤٠ر

( ) نسبة الذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالمعارضة
اى أ٢ = ٣ر وارتفاعها الاعتدالى (ى٢) = ٣٥ر

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط الثلاثى كما يلى :

ر٣ = ((٣ − ٢) / ١ر٨) × ١ / (٤٠ر/٥٠ر + ٣٥ر/٣٠ر) = ٥٦ر × ٨٠ ر

= ٤٤٨ ر

(ب) معامل الارتباط بين البيانات الرتبية ذات المستويات المتعددة والبيانات المسافية او النسبية :

اذا كانت بيانات المقياس الرتبى من النوع المتعدد المستويات ، كأن يكون مقياس الاتجاهات من النوع الذى يستخدم طريقة ليكرت ذات المستويات الخمسة (موافق جدا – موافق – لا رأى لى – معارض – معارض جدا) او طريقة ثرستون ذات المستويات الاكثر من ذلك ، فان طريقة سيريل بيرت السابقة لا تصلح الا اذا اعاد الباحث تنظيم بياناته الرتبية الى ثلاثة مستويات ، ولكنه لو اراد استخدام جميع مستويات مقياس الرتبة فان الطريقة الملائمة لذلك هى إما حساب معامل الارتباط المتسلسل المتعدد Multiserial Correlation Coeffieient والذى اقترح معادلته Jaspen ، او حساب معامل الارتباط المتسلسل المتعدد الاصيل Point Multiserial Correlation

وقد تناول (صلاح الدين محمود علام ، ١٩٨٥) الطريقة الاولى بالتفصيل ويمكن الرجوع اليه فى ذلك .

الفصل العشرون

الاحصاء والاستدلالى لبيانات مقاييس الرتبة

(١) الخطأ المعيارى للوسيط :

يقرر العلماء ان الاختلاف فى القيم الوسيطة للعينات المختلفة يزيد على الاختلاف فى القيم المتوسطة بحوالى ٢٥ ٪ وبخاصة فى التوزيع الاعتدالى . ومعنى ذلك ان الخطأ المعيارى للوسيط يبلغ حوالى $\frac{٥}{٤}$ الخطأ المعيارى للمتوسط . ولذلك تستخدم فى حسابه المعادلة الاتية :

$$ع_و = ١٫٢٥٣ \times ع_م$$

$$او\ ع_و = \frac{١٫٢٥٣ \times ع}{\sqrt{ن}}$$

حيث ان :

$ع_و$ = الخطأ المعيارى للوسيط

$ع_م$ = الخطأ المعيارى للمتوسط

ع = الانحراف المعيارى للعينة

تدريب :

احسب الخطأ المعيارى لنوسيط مقداره (٢٥) لدرجات عينة من الافراد (ن) = ١٠٠ اذا علمت ان الانحراف المعيارى (ع) = ٥ر٢

دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان :

تعتمد فكرة دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان على فكرة الترتيبات الممكنة للمفحوصين التى يبلغ عددها (ن) فى المتغير (ص) بافتراض ثبوت ترتيبهم فى المتغير (س) . وبالطبع فكل تنظيم

رتبى بين المتغيرين يعد متساويا فى امكانية الحدوث . فاذا وجـد الباحث ان تنظيما معينا للرتب الملاحظة لكل من (س) و (ص) كما يظهر اما (مج ق^2) أو فى معامل ارتباط الرتب نفسه يبدو أنه غير ممكن الحدوث، أى باحتمال يقل عن ٥٠ر أو ٠١ر فان الفرض الصفرى حينئـذ يرفض .

وقد درس كندال وغيره توزيع العينات للمقدار مج ق^2 فوجـد انه كلما زاد عدد (ن) فى الحجم فان هذا التوزيع يقترب من التوزيع الاعتدالى . ويمكن القول انه اذا حجم العينه = ١٠ او اكبر فـان معامل ارتباط الرتب يمكن اختبار دلالته بمعادلة (ت) الآتية :

$$ت = ر_ب \times \sqrt{\frac{ن - ٢}{١ - ر^2_ن}}$$

مع ملاحظة ان درجات الحرية = ن − ٢

دلالة معامل ارتباط الرتب لكندال (معامل تو) :

فى اختبار دلالة الترابط بين الرتب المتزاوجة يسهل علـى الباحث تطبيق الاختبار مباشرة على القيم الوزنيه (و) بدلا من معامل الارتباط نفسه (تو) . و يحسب تباين توزيع العينات للقيم الوزنيـة بالمعادلة الاتية :

$$ع^2_و = \frac{ن (ن - ١) (٢ ن + ٥)}{١٨}$$

ويتطبيق اختبار الدلالة تقسم القيمة (و) مصححة من أثـر التواصل (بطرح الواحد الصحيح منها) على الانحراف المعيارى لتوزيع العينة للحصول على النسبة الحرجة (د) كما يلى :

$$د = \frac{(و) - ١}{\sqrt{\frac{ن (ن - ١) (٢ ن + ٥)}{١٨}}}$$

وفى هذه الحالة يتطلب الامر الحصول على نسبة حرجة مقدارهـا ٩٦ر١ ، ٥٨ر٢ للوصول الى مستوى الدلالة ٠٥ر ، ٠١ر على التوالى .

مثال :

إليك ترتيب ٦ أشخاص فى المتغيرين س ، ص

الترتيب فى المتغير (س)	١	٢	٣	٤	٥	٦
الترتيب فى المتغير (ص)	٢	٤	٣	٥	١	٦

الاوزان هى + ١ ، + ١ ، + ١ ، -١ ، + ١ ، -١ ، +١ ، -١ ، -١ ،
+ ١ ، + ١ ، -١ ، +١ ، -١ ، +١ ، +١

و مجـ و = ٥

$$\therefore \text{د} = \frac{٥ - ١}{\sqrt{\frac{٦(٦-١)\ (٢\times٦+٥)}{١٨}}} = \frac{٤}{٥ر٣٢٣} = ٠ر٧٥١$$

وهو معامل غير دال عند مستوى ٠٥ر

دلالة معامل الاتفاق لكندال :

تعتمد القيمة الحرجة لمعامل الاتفاق لكندال على كل من عـدد مجموعات الرتب من ناحية (ن)، وعدد الرتب فى كل مجموعه من ناحية أخرى ($\bar{\text{ن}}$) . فاذا كان عدد (ن) اكبر من ٧ يمكن حساب القيمة (كا^2) على النحو الاتى :

$$\text{كا}^2 = \text{ن} \ (\bar{\text{ن}} - ١) \ \text{ر}_{\text{ت}}$$

وتحسب دلالة كا^2 عند درجات حرية = $\bar{\text{ن}} - ١$

مثال :

قام ٤ فاحصين (ن) بمقابلة ٦ طلاب (نَ) وبلغ معامل الاتفاق بينهم ٥٧١ر. من هذه البيانات يمكن حساب كا^2 بالمعادلة السابقة كما يلى :

$$كا^2 = ٤ (٦ - ١) \times ٥٧١ر. = ٤٢ر١١$$

وبالكشف عن كا^2 عدد درجات حرية = ٦ - ١ = ٥ نجد ان كا^2 يجب ان تكون ٠٧ر١١ لتصبح دالة عند مستوى ٠٥ر. ، ٠٩ر١٥ لتكون دالة عند مستوى ٠١ر. ومعنى ذلك ان المعامل المحسوب دال عند مستوى ٠٥ر. فقط . ويفضل بصفة عامة لعدد الرتب داخل المجموعة (وهى هنا ٦) التى تقل عن ٧ استخدام الجداول التى أعدها العلماء لدلالة معامل الاتفاق للعينات الصغيرة جدا (اى ٧ فاقل) . والا فان كا^2 تكون فى هذه الحالة تقديرا غير دقيق للاحتمالات المطلوبة.

دلالة الفروق بين البيانات الرتبية (الاحصاء اللابارامترى):

تنتمى طرق حساب دلالة الفروق بين البيانات الرتبية الى مايسمى الاحصاء اللابارامترى non-parametric والذى يشمل فئة من الاختبارات الاحصائية سهلة الاستعمال ولها تطبيقات واسعة ، وتشير الى نوع معين من الافتراضات التى تقوم عليها والتى تختلف من تلك التى تناولناها فى عند الحديث عن مقاييس النسبة والمسافة والتى تسمى الافتراضات البارامترية parametric . ولكى نميز بين نوعى الافتراضات نقول ان الاحصاء البارامترى يهتم بمعلمات الأصل - اى القيم العددية التى تصف التوزيع التكرارى للاصل . أما الاحصاء اللابارامترى فلا يتضمن أى اشارة إلى معلمات الأصل ، وإنما هو اكثر اهتماما بمدى معرفتنا بصورة التوزيع التكرارى لهذا الاصل . فمثلا اذا كان افتراضنا ان الاصل يتوزع اعتداليا فان هذا الافتراض يصبح بارامتريا . حتى ولو لم تتحدد للاصل قيم معلمية . اما اذا كانت صورة التوزيع للاصل غير معروفة فان افتراضاتنا فى هذه الحالة تكون

من النوع اللابارامترى ، ولذلك يسمى التوزيع في هذه الحالة التوزيع الحر distributin-free .

والتوزيعات الحرة لها اهمية خاصه فى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية . فكثيرا ما نتعامل مع خصائص و سمات تناسبها مقاييس الرتبة اكثر من غيرها ومعنى ذلك اننا - على الرغم من ادراكنا ان السمة تقبل القياس الكمى - فاننا نستخدم الرتب لان قيم القياس الحقيقية فى صورة أعداد (بالمسافة او النسبة) لا يمكن الحصول عليها . ومعنى ذلك اننا على الرغم من اننا نستطيع تخيل التوزيع التكرارى للاصل فان صورته غير معلومة لنا لان القياس الكمى والعددى باستخدام مقياس النسبة او المسافة صعب.ولذلك اذا اردنا ان نقارن بين مجموعتين من البيانات الرتبية فاننا فى الواقع نختبر الفرض الصفرى بأن توزيعى الأصل متطابقان وهذا يساوى من وجهه نظر الاحصاء الاستدلالى الفرض الصفرى فى الاحصاء البارامترى بان توزيع مقاييس السمة هو نفسه فى كل من المجموعتين .

والاحصاء اللابارامترى ليس ملائما فقط للبيانات التى يصعب انتماؤها الى مقاييس النسبة والمسافة ،ولكنه مفيد أيضا للاستدلال فى المواقف التى يكون فيها القياس من هذا القبيل ولكن يعوزه توافر الافتراضات اللازمة عن صورة التوزيع التكرارى للاصل. وعندما يشك الباحث فى توافر هذه الافتراضات (كافتراض الاعتدالية) فانه قد يشك فى صلاحية الاختبار الاحصائى المستخدم - حتى ولو كانت بياناته من نوع النسبة أو المسافة . وهذه الصعوبة يمكن التغلب عليها باستخدام اختبارات الاحصاء اللابارامترى . وبذلك نتجنب الوقوع فى خطأ الاعتماد على مجموعة غير مؤكدة من الافتراضات .

ونعرض فيما يلى بعض طرق الاحصاء اللابارامترى فى المقارنة بين البيانات الرتبية وحساب دلالة الفروق بينهما .

أولا: اختبار الاشارة او اختبار الوسيط :

(١) اختبار الاشارة او اختبار الوسيط للبيانات الرتبية المستقلة :

يسمى هذا الاختبار الاحصائى احيانا باسم اختبار الاشارة sign واحيانا اخرى باسم اختبار الوسيط median ويعتمد فى جوهره على المقارنة بين وسيطى مجموعتين لاختبار الفرض الصفرى انه لا توجد فروق بين وسيطى الاصلين اللذين منهما اشتقت العينتان.وهو اختبار يتوازى احصائيا مع اختبار(ت) فى الاحصاء البارامترى (مع مقاييس النسبة والمسافة) .

وحين يستخدم هذا الاختبار للحكم على دلالة الفرق بين وسيطين مستقلين فان ذلك يعنى ان المجموعتين مستقلتان (اى تم اختيارهما عشوائيا مثلا) .

ولتطبيق اختبار الاشارة او اختبار الوسيط فى هذه الحالة لا بد من الحصول على وسيطٍ للمجموعتين معا ثم تعطى الاشارة (+) لكل مفحوص او حالة او ملاحظة تكون درجتها او ترتيبها اعلى من هذا الوسيط العام،والاشارة (–) اذا كانت اقل منه . ثم يحسب عدد الاشارات الموجبة والسالبة لكل مجموعة من المجموعتين . وتطبيق اختبار كا^2 للحكم على دلالة الفروق (وسوف نعرض لهذا الاختبار الاحصائى فى الباب القادم). ويفيد اختبار كا^2 هنا فى تحديد ما اذا كان تكرار الاشارات الموجبة او السالبة تختلف اختلافا جوهريا عما هو متوقع من الفرض الصفرى.

مثال : (عن Ferguson,1971) فيما يلى درجات مجموعتين فى احد الاختبارات التحصيلية مرتبة من الادنى الى الاعلى.

المجموعه الاولى	١٠	١٠	١٠	١٢	١٥	١٧	١٧	١٩	٢٠	٢٢	٢٥	٢٦
المجموعة الثانية	٦	٧	٨	٨	١٢	١٦	١٩	١٩	٢٢			

وبحساب الوسيط العام للمجموعتين وجدنا انه = ١٦ . وبذلك يمكن تحويل القيم السابقة الى اشارات موجبة او سالبة بالنسبة لهذا الوسيط العام على النحو الاتى :

المجموعة الاولى – – – – – + + + + + + + +
المجموعه الثانية – – – – – – – + + +

وهذه البيانات يمكن تصنيفها فى جدول ثنائى ٢ x ٢ على النحو الآتـــى :

	+	–	المجموع
المجموعة الاولى	٧	٥	١٢
المجموعة الثانية	٣	٦	٩
المجموع	١٠	١١	٢١

(وبحساب قيمه كا٢ للجدول السابق (حسب الطريقة التى سنوضحهـا فى الباب التالى) نجدها = ٤٨ر وهى غير دالة عند مستوى ٠٥ر ومعنى ذلك فان الباحث يقبل الفرض الصفرى فى هذه الحالة بتطابـق توزيعى الاصل للمجموعتين .

(٢) اختبار الاشارة أو الوسيط للبيانات الرتبية المرتبطة :

يمكن تطبيق نفس الاختبار السابق على البيانات الرتبية المرتبطة حين يحصل الباحث على بياناته فى صورة ملاحظات متزاوجه لنفـس المفحوصين،كأن تكون تقديرات اثنين من المدرسين مثلا لنفس العدد مـن التلاميذ . ان الباحث فى هذه الحالة يحصل على الفرق بين كل زوج من الرتب او القيم التى حصل عليها ويكون الفرض الصفرى فى هـذه الحالة هو ان الفرق بين الوسيطين يساوى صفرا . ويمكن اعادة صياغة الفرض الصفرى بالقول بان مجموعتى الملاحظات او البيانات تم الحصول عليهما من عينة عشوائية من نفس الاصل الاحصائى ، واذا كان هذا الفرض صحيحا (اى يمكن قبوله) فان نصف الفروق بين القيم المتزاوجه يكـون موجبا ، ويكون نصفهما الآخر سالبا . وبحيث يكون مجموع هذه الفـروق مساويا – بالطبع – للصفر .

مثال : (عن Guilford & Fruchter,1978)

فيما يلى ١٠ ازواج من مقاييس منعكس الركبة تحت شرطين تجريبيين احدهما شرط التوتر والآخر شرط الاسترخاء .

شرط التوتر (س)	١٩	١٩	٢٦	١٥	١٨	٣٠	١٨	٣٠	٢٦	٢٨
شرط الاسترخاء (ص)	١٤	١٩	٣٠	٧	١٣	٢٠	١٧	٢٩	١٨	٢١
اشارة الفرق (س-ص)	+	٠	−	+	+	+	+	+	+	+

ولاختبار دلالة الفرق يمكن للباحث ان يستخدم اختبار كا٢ . فبعد استبعاد الفرق (صفر) يصبح عدد الازواج ٩ وحينئذ يكون التكرار المتوقع او النظرى على اساس الفرض الصفرى هو $\frac{1}{2}$ × ٩ = ٤٫٥ ، ومعنى ذلك ان احتمال زيادة (س) على (ص) يساوى احتمال زيادة (ص) على (س) . الا اننا فى هذا المثال لدينا ٨ اشارات موجبة واشارة واحده سالبة . ومن مفكوك المقدار ($\frac{1}{2}$ + $\frac{1}{2}$)٩ يمكن تحديد الاحتمال الحقيقى للحصول على ٨ اشارات موجبة او اكثر فى مثالنا ، وحينئذ يكون مقداره = ٠٫٠٢ وهذا هو اختبار من النوع ذى الطرف الواحد . ولكن فى حالة الاختبار من النوع ذى الطرفين اى احتمال الحصول على ٨ اشارات موجبة او اكثر او ٨ اشارات سالبة او أكثر يكون مقدار الاحتمال فى هذه الحالة ضعف المقدار السابق اى = ٠٫٠٤ ومعنى ذلك رفض الفرض الصفرى . وبالطبع لعلك تدرك اننا نستخدم اختبار الطرفين اذا كان الفرض البديل ان نتائج البحث لم تشتق من أصل احصائى واحد لمجموعتى البيانات (فيما يخص الوسيط مثلا) . اما اختبار الطرف الواحد فيستخدم حين يكون الفرض البديل منذ البداية يتوقع تفوق الشرط (س) على الشرط (ص) أو العكس .

ويرى فرجسون انه يمكن استخدام النسبة الحرجة باعتبارها طريقة اسهل وابسط ، فى حساب دلالة الفروق فى هذه الحالة . وذلك باستخدام المعادلة الآتية :

$$د = \frac{(ق) - ١}{\sqrt{ن}}$$

حيث ق = الفروق بين عدد الاشارات الموجبة والسالبة

وبتطبيق المعادلة السابقة على مثالنا الحالي فان

$$د = \frac{١ - (٧)}{\sqrt{٩}} = ٢٫٦٧$$

وبتطبيق حدى النسبة الحرجة ١٫٩٦ لمستوى الدلالة ٠٥ر، ٢٫٥٨ لمستوى الدلالة ٠١ر فان القيمة المحسوبة دالة عند مستوى ٠١ر ومعنى ذلك رفض الفرض الصفري .

(٣) اختبار الاشارة او الوسيط لأكثر من مجموعتين من البيانات الرتبية المستقلة :

يمكن توسيع نطاق الاختبار السابق ليشمل أكثر من مجموعتين من البيانات الرتبية . ويصبح الفرض الصفري في هذه الحالة انه لا توجد فروق في وسيط الاصول الاحصائية التي تشتق منها عينات البحث . وحينئذ يحسب الوسيط العام لجميع المجموعات المستخدمه في البحث ($ن_١ + ن_٢ + ... + ن_ك$)

ثم توضع الاشارة (+) لكل درجة او رتبة او قيمه تزيد عن هذا الوسيط العام ، وتوضع الاشارة (−) لكل درجة تقل عنه وذلك بالنسبة لكل مجموعة . ثم تصنف البيانات في جدول توافق من نوع ٢ × ك ثم يطبق على بيانات الجدول اختبار كا٢.

مثال : (عن Ferguson, 1979)

فيما يلي بيانات ٤ مجموعات في أحد المقاييس مرتبة من الادنى الى الاعلى في كل مجموعة .

المجموعة									
المجموعة	١	٣	٦	١١	١٤	١٧	١٨	٢١	٣٣
المجموعة	٢	٣	٣	٤	٥	٥	٨	٩	١٤
المجموعة	٣	١٨	١٨	٢٥	٢٦	٢٩	٣١		
المجموعة	٤	١٤	١٨	٢٠	٢٢	٢٢	٢٥	٢٧	٣٥

ومن هذه البيانات يتضح لنا ان مجموع الملاحظات (المفحوصين) = ٣٠ ، وان الوسيط العام للمجموعات الاربع = ١٨ ولذلك امكن وضع الاشارات (+) ، (-) لدرجات الافراد فى كل مجموعة على النحو الاتى:

المجموعه ١	-	-	-	-	-	-	+	+
المجوعه ٢	-	-	-	-	-	-	-	-
المجموعة ٣	-	-	+	+	+	+		
المجموعة ٤	-	-	+	+	+	+	+	+

تم تحول هذه البيانات الى جدول التوافق الاتى :

	+	-	المجموع
المجموعة ١	٢	٦	٨
المجموعه ٢	٠	٨	٨
المجموعة ٣	٤	٢	٦
المجموعه ٤	٦	٢	٨
المجموع	١٢	١٨	٣٠

وبحساب كا٢ للجدول السابق نجد قيمتها = ٩٤ر١١

وحيث ان درجات الحرية = (٤ - ١) (٢ - ١) = ٣ فى هذه الحالة فاننا نجد ان القيمه المحسوبة دالة عند مستوى ٠١ر٠ ومعنى ذلك ان هذا الباحث يرفض الفرض الصفرى .

ثانيا : اختبار الرتب:

اكثر اختبارات الرتب شيوعا فى المقارنة بين المجموعات هو اختبار ولكوكسون Wilcoxon الذى يعتمد على مجموع الرتب، كما توجد اختبارات اخرى مكافئة له لعل اهمها اختبار مان - وتنى Mann-Whitney.

ومرة اخرى فان الفرض الصفرى هنا هو ان العينتين موضوع المقارنة مشتقتان من أصول احصائية ذات توزيع متماثل . فاذا كانت لدى الباحث افتراضات معينة عن تكافوء التوزيعين فى الشكل او التباين فان اختبار الرتب فى هذه الحالة يصبح اختباراً للفروق بين مواضع المتوسط (وهو هنا بالطبع الوسيط ، وقد يكون المنوال فى حالة المقاييس الاسمية).

(١) اختبار ولكوكسون للمقارنه بين مجموعتين مستقلتين :

حين يطبق اختبار ولكوكسون على مجموعتين $ن_١$ ، $ن_٢$ فلا بد مرة أخرى ـ كما حدث فى اختبار الاشارة ـ من الربط بين المجموعتين . وفى هذه الحالة يتم ترتيب افراد المجموعتين حيث تعطى الرتبة (١) للقيمة الادنى والرتبة (٢) للقيمة التى تليها ، وهكذا حتى تحصل اكبر قيمة على اعلى رتبة بصرف النظر عن موضع المفحوص فى اى من المجموعتين. ثم يحصل الباحث على مجموع هذه الرتب ($ب_١$) لكل مجموعة . فاذا كان عدد الافراد فى المجموعتين مختلفا يختار الباحث اصغر المجموعتين، أما إذا كان عدد المجموعتين متساويا فانه يختار اى المجموعتين للرتب للتحليل . ويتم الحكم على مجموع الرتب المختار فى ضوء توزيعه (اى توزيع مجموع الرتب وليس متوسط او وسيط هذه الرتب) كما سنبين فيما يلى.

يؤكد الباحثون ان التوزيع الحقيقى للقيمه ($ب_١$) اى مجموع الرتب، معلوم لكل من المجموعتين $ن_١$ ، $ن_٢$ حين يصل حجم المجموعة ٢٥ حيث يقترب التوزيع من التوزيع الاعتدالى بشكل واضح ، وحين يكون عدد المفحوصين فى كل من $ن_١$ ، $ن_٢$ مساويا للعدد (٨ ـ ١٠) او اكبر، فان الباحث يستخدم الاجراء الخاص بالعينه الكبيرة باستخدام طرق التقريب الى المنحنى الاعتدالى، ويصل بذلك الى تقديرات للاحتمالات المطلوبة ، والتى لم تختلف حينئذ كثيرا من تلك التى يتم الحصول عليها من التوزيعات الحقيقية . وحينئذ يمكن للباحث ان يستخدم النسبة الحرجة (د) لاختبار دلالة الفروق بين المجموعتين المستقلتين كما يلى :

$$\text{ذ} = \frac{(\text{ب}_1 - \text{م}_{\text{ب}_1}) - 1}{\sqrt{\dfrac{\text{ن}_1 \text{ن}_2 (\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{12}}}$$

حيث ان $\text{م}_{\text{ب}_1}$ = متوسط توزيع مجاميع الرتب (ب_1) ويحسب بالمعادلة الآتية لمجموعتين ن_1، ن_2

$$= \frac{\text{ن}_1 (\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{2}$$

أما القيمة $\sqrt{\dfrac{\text{ن}_1 \text{ن}_2 (\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{12}}$

= الانحراف المعيارى لتوزيع (ب_1) ومربعها يدل على تباين هذا التوزيع.

فإذا تساوت قيمة (ذ) أو زادت عن ١ر٩٦ أو ٢ر٥٨ يمكن رفض الفرض الصفرى على اساس اختبار ذى طرفين عند المستوى ٠٥ر٠ أو ٠١ر٠ على التوالى وقبول الفرض البديل ان العينين من أصلين إحصائيين مختلفين . أما فى حالة الاختبار ذى الطرف الواحد فان القيمتين تصبحان ١ر٦٤ (لمستوى ٠٥ر٠) ٢ر٣٣ (المستوى ٠١ر٠)

__مثال__ : (عن Ferguson, 1979)

حصل احد الباحثين على الدرجات الآتية لمجموعتين من العمال فى تقدير للكفاءة المهنية تعمل كل منها فى مصنع مستقل :

المجموعه الاولى ٢٧ ٣٣ ٣٧ ٥٢ ٥٣ ٥٧ ٦٩ ٧٠ ٧١ ٧٧

المجموعه الثانية ٦ ٩ ١٤ ١٦ ٢٩ ٤٣ ٤٥ ٤٧ ٥٠ ٥٥ ٦٣ ٧٢

ان الباحث عليه حينئذ ان يرتب المفحوصين ترتيبا تصاعديا من الأدنى إلى الأعلى، بصرف النظر عن موضع المفحوص فى المجموعة، على النحو الآتى :

...

المجموعه الاولى ٥ ٧ ٨ ١٣ ١٤ ١٦ ١٨ ١٩ ٢٠ ٢٢
المجموعه الثانية ١ ٢ ٣ ٤ ٦ ٩ ١٠ ١١ ١٢ ١٥ ١٧ ٢١

وقد اختير مجموع رتب المجموعة الأولى($ب_1$) وهو ١٤٢ لأنهـا الاصغر عددا ، وحسب متوسط توزيع ($ب_1$) فبلغ $م_{ب_1}$ = ١١٥ . وبتطبيق معادلة النسبة الحرجة السابقة نحصل على القيمه الآتية

$$د = \frac{(١٤٢ - ١١٥) - ١}{\sqrt{\frac{١٠ \times ١٢ \, (١٠ + ١٢ + ١)}{١٢}}} = ١,٧١$$

وحيث أن هذا المقدار أقل من ١,٩٦ فان النسبة الحرجة غير دالة عند مستوى دلالة ذى طرفين وبالتالى يقبل الباحث الفرض الصفرى ، إلا أن هذه النسبة دالة على ايه حال عند مستوى ٠,٥ للاختبار ذى الطرف الواحد ، ويتوقف القرار فى النهاية على صيغة الفرض التجريبى (الفرض البديل) .

وبالطبع إذا كانت بعض القيم متطابقة تماما فان الباحث يرتب القيم بنفس الطريقة التى أشرنا اليها فى حساب معامل ارتباط الرتب أى اعطاء جميع القيم المتساوية رتبا مساوية هى عبارة عن متوسط الرتب المتتابعة التى تشغلها هذه القيم لو لم تكن متساوية . فاذا كانت هذه القيم المتساوية كثيرة العدد فى البيانات فلا بد من تصحيح معادلة النسبة الحرجة السابقة لتصبح على النحو الاتى :

$$د = \frac{(ب_1 - م_{ب_1}) - ١}{\sqrt{\frac{ن_1 \, ن_2}{ن(ن - ١)} \times \left(\frac{ن^3 - ن}{١٢} - مج \, ط \right)}}$$

حيث أن ن = $ن_1 + ن_2$ ، $ط = \frac{(ت^3 - ت)}{١٢}$

والرمز(ت) يدل هنا على عدد القيم المتساوية عند كل رتبة . ويتطلب حساب (ط) جمع جميع مجموعات القيم المتساوية او المتطابقة التى اعطيت رتبا متطابقة .

(٢) اختبار ولكوكسون للمقارنة بين مجموعتين مرتبطتين :

حين تكون البيانات موضع البحث عبارة عن مجموعة مقدارها (ن) من القيم او الملاحظات المتزاوجة فى المتغيرين (س) و(ص)، يمكن تطبيق اختبار الرتب ايضا. ويسمى الاختبار المستخدم فى هذه الحالة باسم ولكوكسون .

Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test

وفى هذا الاختبار تحسب المسافة او الفرق (ق) بين كل زوج ، فاذا كانت القيمتان فى الزوج الواحد متساويتين فإن ق = صفر وحينئذ يستبعد هذا الزوج من التحليل . اما قيم (ق) الاخرى التى قد تكون موجبة أو سالبة فيتم استبقاؤها ، ويتم ترتيبها دون اعتبار للاشارة الجبرية (اى الاعتماد على قيم الفروق المطلقة)، ويكون هذا الترتيب تصاعديا من الادنى الى الاعلى . فاذا كانت هناك رتبتان او اكثر متطابقتين يعطى لها جميعا متوسط رتبها المتتابعة فى الترتيب الطبيعى كما لو كانت مختلفة . ويعطى لكل رتبة الاشارة الجبرية للفرق (ق) . فاذا كان (ق) موجبا كانت الرتبة المناظرة له موجبة ، والعكس صحيح . وتجمع الرتب الموجبة (ب +) والرتب السالبة (ب −) .

ويختبر الفرض الصفرى فى هذه الحالة كما يلى :

اذا كانت عينتا المقاييس (س) ، (ص) مشتقة من نفس الاصل الاحصائى فإن احتمال ان يكون الفرق ($س_1 - ص_1$) موجبا وسالبا يساوى $\frac{1}{2}$. وبالتالى فان احتمال ان تكون الرتبة المناظرة للفرق ($س_1 - ص_1$) موجبا او سالبا يساوى ايضا $\frac{1}{2}$.

وللباحث ان يختار اختبار (ب +) او (ب −) . لنفرض ان الباحث اختار مجموع الرتب الموجبة . إنه حينئذ يحسب متوسط هذه الرتب وتباينها كما يلى :

$$م_{ب+} = \frac{ن (ن + ١)}{٤}$$

$$ع^{٢}_{ب+} = \frac{ن(ن+١) (٢ ن + ١)}{٢٤}$$

ثم يطبق معادلة النسبة الحرجة الآتية :

$$\text{د} = \frac{(\text{ب}+) - \left(\frac{\text{ن}(\text{ن}+1)}{4}\right)}{\sqrt{\frac{\text{ن}(\text{ن}+1)(2\text{ن}+1)}{4}}}$$

ويطبق على القيمة المحسوبة الحدان ١٫٩٦ ، ٢٫٥٨ لمستويى الدلالة ٠٫٥ ، ٠٫١ للاختبار ذى الطرف الواحد .

مثال : (عن Ferguson, 1979)

فيما يلى بيانات عينة من المفحوصين فى مقياس (س) ، (ص) وقد حسب لها الفرق (ق) والرتبة (ب)

المفحوص	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ز	ح	ط	ى
الدرجة فى (س)	١٥	١٩	٣١	٣٦	١٠	١١	١٩	١٥	١٠	١٦
الدرجة فى (ص)	١٩	٣٠	٢٦	٨	١٠	٦	١٧	١٣	٢٢	٨
الفرق (ق)	-٤	-١١	٥	٢٨	صفر	٥	٢	٢	-١٢	٨
الرتبة (ب)	-٣	-٧	٤٫٥	٩		٤٫٥	١٫٥	١٫٥	-٨	٦

ومن هذا المثال فان :

(١) مجموع الرتب الموجبة (ب +) = ٢٧

(٢) $\text{م}_{\text{ب}+} = \frac{10(10+1)}{4} = 27.5$ (٢٧٫٥)

(٣) $\text{ع}^2_{\text{ب}+} = \frac{10(10+1)(2 \times 10+1)}{24} = 24$

(٤) $\text{د} = \frac{27 - 27.5}{\sqrt{24}}$

$= 0.102$ (٠٫١٠٢)

وهى غير دالة عند مستوى (٠٥ر) وبالتالى يقبل الباحث الفرض الصفرى عند كل من الطرف الواحد والطرفين

(٣) **اختبار كروسكال – واليس للرتب باستخدام اكثر من مجموعتين مستقلتين :**

تعتبر طريقة كروسكال – واليس Kruskal-Wallis نوعا من تحليل التباين ذى البعد الواحد للبيانات الرتبية . وهى من ناحية اخرى توسيع لطريقة ولكوكسون الى اى عدد من المجموعات المستقلة (اكثر من مجموعتين). ويكون الفرض الصفرى ان العينات المستقلة (ك) مشتقة من نفس الاصل الاحصائى .

ولتطبيق هذا الاختبار لا بد ان ترتب جميع الملاحظات (المفحوصين) فى جميع المجموعات ترتيبا تصاعديا بالطريقة التى بيناها آنفا . ثم يحصل الباحث على مجموع الرتب (ب) لكل مجموعة من مجموعات البحث البالغ عددها (ك) . فاذا كان الفرض الصفرى صحيحا يكون متوسط مجموع الرتب ($\text{م}_{\text{ب}}$) مساويا لمتوسط رتب المجموعات، ومساويا ايضا لمتوسط رتب المفحوصين الذى يساوى ($\frac{\text{ن} + 1}{2}$).

والاختبار المستخدم فى هذه الطريقة يسمى اختبار (ه) وهو يقترب من توزيع كا^2 (حيث درجات الحريه = ك – ١) . ويحسب بالمعادلة الآتية :

$$\text{ه} = \frac{12}{\text{ن}(\text{ن}+1)} \times \text{مج} \left(\frac{\text{ب}^2_{\text{ك}}}{\text{ن}_{\text{ك}}} \right) - 3(\text{ن}+1)$$

وفى حالة وجود قيم متساوية كثيرة تستخدم المعادلة الاتية لتصحيح اثر الرتب المتساوية .

$$\text{ه} = \frac{\frac{12}{\text{ن}(\text{ن}+1)} \times \text{مج} \left(\frac{\text{ب}^2_{\text{ك}}}{\text{ن}_{\text{ك}}} \right) - 3(\text{ن}+1)}{1 - \frac{\text{مج ط}}{\text{ن}^3 - \text{ن}}}$$

مثال : عن (Ferguson, 1979

اليك بيانات ثلاث مجموعات مستقلة من المفحوصين فى اختبار تحصيلى :

المجموعه										
(١)	٣	٧	١١	١٦	٢٢	٢٩	٣١	٣٦		
(٢)	٣	٤	٧	١٨	١٩	٣٢				
(٣)	٢٢	٢٨	٤٦	٤٧	٤٧	٥٠	٥٣	٥٤	٥٦	

ولعلك تلاحظ فى هذا المثال ان :

$$ن_١ = ٨ ، ن_٢ = ٦ ، ن_٣ = ٩ ، ن = ٨ + ٦ + ٩ = ٢٣$$

وبترتيب جميع المفحوصين (ن = ٢٣) نحصل على الرتب الاتية :

المجموعه									
(١)	٥ر١	٥ر٤	٦	٧	٥ر١٠	١٢	١٣	١٥	
(٢)	٥ر١	٣	٥ر٤	٨	٩	١٤			
(٣)	٥ر١٠	١٦	١٧	٥ر١٨	٥ر١٨	٢٠	٢١	٢٢	٢٣

وبحساب مجموع الرتب فان $ب_١ = ٥ر٦٩$ ، $ب_٢ = ٤٠$ ، $ب_٣ = ٥ر١٦٦$

وبحساب عدد مجموعات القيم المتساوية نجدها = ٤ ، كل منها لمفحوصين . ومعنى ذلك ان $ط = ٢^٣ - ٢ = ٦$.

اما مج ط (اى مجموع الرتب المتساوية فى المجموعات الست) فيساوى = ٤ × ٦ = ٢٤ وحينئذ يمكن حساب القيمة (هـ) كما يلى

$$هـ = \frac{\frac{١٢}{٢٣ (٢٣ + ١)} \times \left(\frac{٥ر٦٩^٢}{٨} + \frac{٤٠^٢}{٦} + \frac{٥ر١٦٦^٢}{٩} \right) - ٣ (٢٣ + ١)}{١ - \left(\frac{٢٤}{٢٣^٣ - ٢٣} \right)}$$

$$= ٨٨ر١٣$$

وبالكشف عن دلالة هذه القيمه فى جدول قيم $كا^٢$ عند درجات حرية = ٢ نجد انها دالة عند مستوى ٠١ر ومعنى ذلك رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل .

(٤) اختبار فريدمان للرتب باستخدام اكثر من مجموعتين مرتبطتين:

يعود الفضل الى فريدمان Friedman فى ابتكار اسلوب احصائى لاختبار دلالة الفروق بين رتب اكثر من مجموعتين مرتبطتين ، وهو اسلوب اقرب الى اسلوب تحليل التباين ذى البعدين ، ولكن باستخدام البيانات الرتبية بدلا من بيانات النسبة او المسافة . وفى هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب الافراد انفسهم فى عدد من الشروط التجريبية المختلفة .

مثال : (عن Ferguson,1979)

فيما يلى درجات ٨ مفحوصين فى ٤ شروط تجريبية مختلفة ويوضح الجدول رقم (١١٧) هذه البيانات

جدول(١١٧) بيانات ٨ مفحوصين فى ٤ شروط تجريبية

المفحوصون	الشروط التجريبية			
	أ	ب	ج	د
١	٤	٥	٩	٣
٢	٨	٩	١٤	٧
٣	٧	١٣	١٤	٦
٤	١٦	١٢	١٤	١٠
٥	٢	٤	٧	٦
٦	١	٤	٥	٣
٧	٢	٦	٧	٩
٨	٥	٧	٨	٩

ويمكن ترتيب البيانات فى الجدول السابق على النحو المبين فى الجدول رقم (١١٨)

جدول رقم (١١٨) رتب المفحوصين فى الشروط التجريبية الاربعة

المفحوصون	الشروط التجريبية			
	أ	ب	جـ	د
١	٢	٣	٤	١
٢	٢	٣	٤	١
٣	٢	٣	٤	١
٤	٤	٢	٣	١
٥	١	٢	٤	٣
٦	١	٣	٤	٢
٧	١	٢	٣	٤
٨	١	٢	٣	٤
$ب_١$	١٤	٢٠	٢٩	١٧

ومن الجدول السابق تحسب الاحصاءة (س) على النحو الاتى :

$$س = مج \ (ب_١ - م_ب)^٢$$

حيث ان :

$ب_١$ = مجموع الرتب فى كل عمود يدل على شرط او معالجة

$م_ب$ = متوسط مجموع الرتب

س = مجموع مربعات مجاميع الرتب حول متوسط مجموع الرتب

وحينئذ يختبر الفرض الصفرى بان مجاميع الرتب فى الشروط المختلفة متساوية وبالتالى فان القيمة (س) تصبح مساوية للصفر . ولاختبار هذا الفرض يستخدم اختبار تقريبى لـ ($كا^٢$) على النحو الاتى :

$$ك^٢ ب = \frac{١٢ \ س}{ن \ ك \ (ك + ١)}$$

وتختبر دلالة هذا المقدار من جداول كا^{٢} بدرجات حرية = ك − ١
ولتسهيل حساب كا$^{٢}_{ب}$ يمكن تبسيط المعادلة على النحو الاتى:

$$\text{كا}^{٢}_{\text{ب}} = \frac{١٢}{\text{ن ك (ك + ١)}} \times \text{مج ب}^{٢}_{١} - ٣ \text{ ن (ك + ١)}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على بيانات الجدول رقم(١١٨) تحصل على القيمة الاتية :

$$\text{كا}^{٢}_{\text{ب}} = \frac{١٢}{٨\times٤(٤+١)} (١٤^{٢} + ٢٠^{٢} + ٢٩^{٢} + ١٧^{٢}) - ٣ \times ٨ (٤+١)$$

$$= ٩٫٤٥$$

وبالكشف من هذه القيمة فى جدول كا^{٢} عند درجات حرية =٤−١=٣ نجدها دالة عند مستوى ٢٠ر فاذا كان هذا المستوى من الثقة مقبولا من الباحث فانه يستطيع ان يرفض الصفرى ويستنتج ان العينات لا يمكن ان تكون مشتقة من نفس الاصل الاحصائى وان الفروق بين الشروط التجريبية تحدث فى نفس المفحوصين آثارا فارقة .

الباب السادس

تحليل بيانـات المقاييس الاسمية

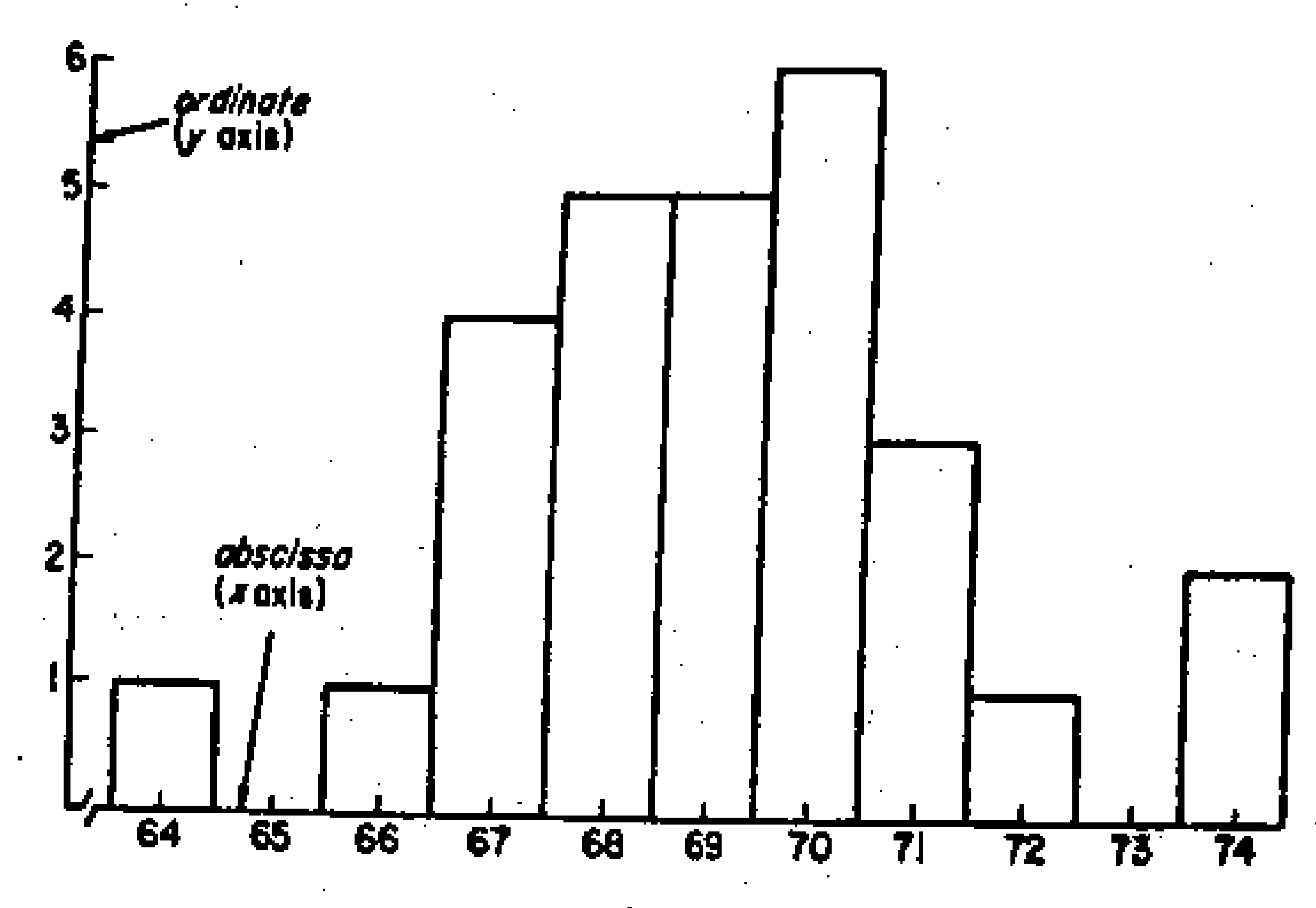
الفصل الحادى والعشرون

الاحصاء الوصفى لبيانات المقاييس الاسمية

أشرنا فى الفصول المبكرة من هذا الكتاب الى ان المقاييس الاسمية تستخدم الاعداد لتشير الى الافراد او الفئات دون ان يتضمن استخدام الاعداد هنا لغة الكم ، وكل ما يقوم به الباحث فى حالة هذا النوع من المقاييس هو (عد) عدد الحالات التى تقع فى كل فئة. أى ان الاهتمام الرئيسى هنا بالتكرار.وتعامل الفئات على انها من نوع الكم المنفصل.وبالطبع قد تكون هذه الفئات من نوع مقاييس الكم المتصل ، الا اننا لاغراض التحليل الاحصائى نعاملها على انها من نوع الكم المنفصل .

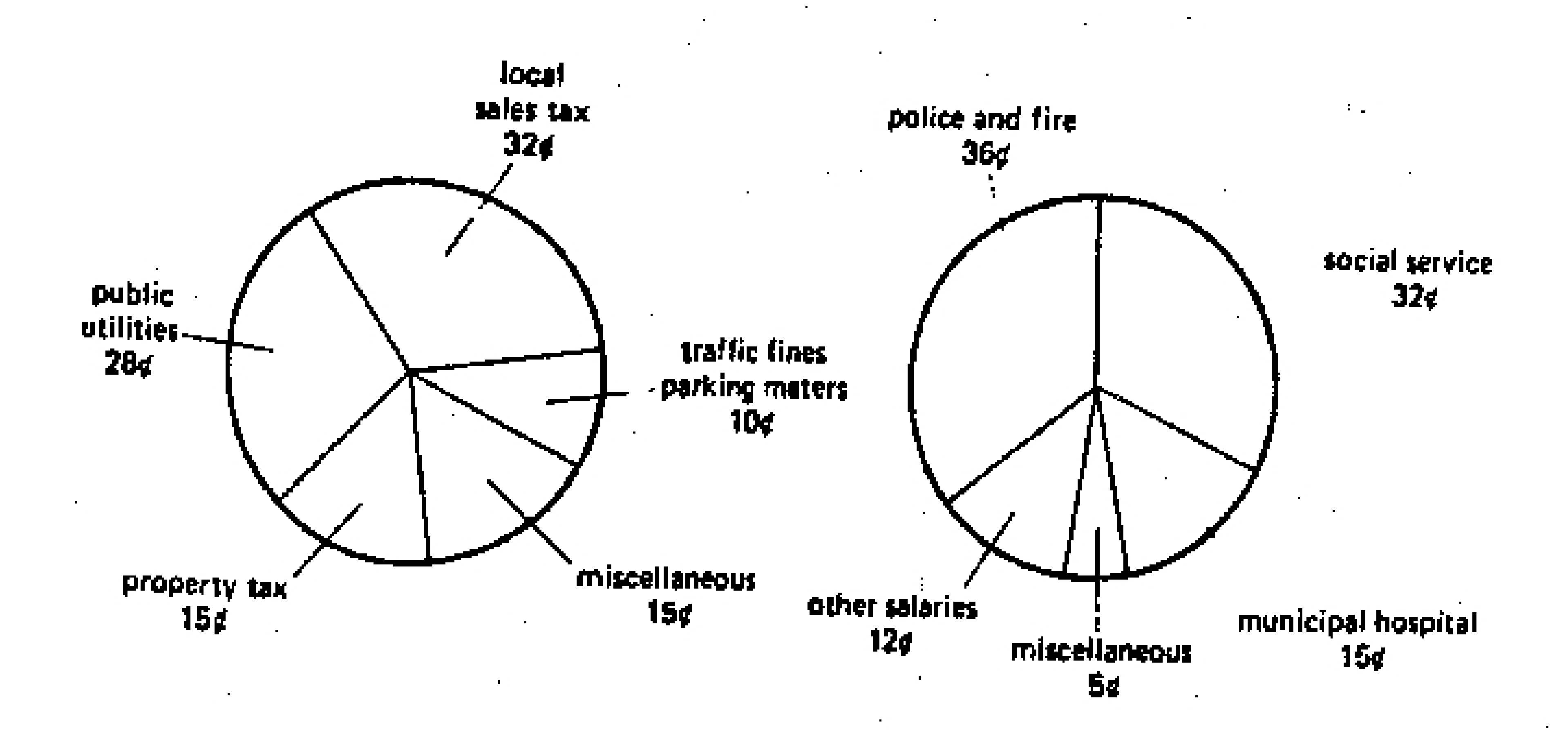
تمثيل البيانات الاسمية بالرسم

المدرج التكرارى histogram هو أكثر صور التمثيل بالرسم تعبيرا عن البيانات الاسمية ، وفيه تمثل على المحور الافقى الفئات " الكيفية " او الفئات الكمية التى عوملت على انها من نوع الكم المنفصل فاصبحت تنتمى الى الفئات الكيفية كذلك . اما التكرار فيمثل حسب المعتاد على المحور الرأسى ، ثم تقام اعمدة على كل فئة بارتفاع تكرارها تلخص البيانات.ويوضح الشكل رقم (٥٧)مدرجا تكراريا يمثل عدد التلاميذ فى سبعة فصول مختلفة باحدى المدارس. ويمكن بالطبع التعبير عن البيانات الرتبية والمسافية بهذه الطريقة.ولو ان المفضل معها هو المضلع التكرارى والمنحنى التكرارى الذى يهذبه .



الشكل (٥٧) مدرج تكرارى لبيانات اسمية

كما يمكن تمثيل البيانات بطرق اخرى غير الرسم البيانى كما هو موضح فى الشكل رقم (٥٨)



الشكل (٥٨) بعض الصور الاخرى للتعبير عن البيانات الاسمية بالرسم

مقاييس النزعة المركزية للبيانات الاسمية

(١) النسب والنسب المئويـــة :

عادة ما يستخدم فى تحليل التكرارات النسب والنسب المئويـــة والمثال التالى يوضح ذلك .

مثـــال :

لاحظ احد المدرسين اختلاف عدد التلاميذ والتلميذات فى فصلين من الفصول التى يقوم بالتدريس لها ، كما يتبين من الجدول رقم (١١٩) .

جـدول رقـم (١١٩)

تكرار تلاميذ فصليـن حسـب الجنـــــس

	تكرار الذكور	تكرار الاناث	المجموع
الفصل (أ)	٣٠	٣٠	٦٠
الفصل (ب)	٣٠	٢٠	٥٠
المجموع	٦٠	٥٠	١١٠

ان هذا المعلم لا يستطيع أن يستنتج من الجدول السابـــق ان الوضع النسبى للذكور فى الفصلين متساو ما دام عدد التلاميذ الذكــور متساو. ويفيد فى المقارنة ان يقوم بتحويل التكرارات المتضمنة فــى الجدول السابق الى نسب او نسبة مئوية كما هو موضح فى الجدول (١٢٠)

جدول رقم (١٢٠)

تحويل التكرارات الى نسب ونسب مئويـــــة

	نسب الذكور	نسب الاناث	النسبة المئوية للذكــور	النسبة المئوية للاناث
الفصل (أ)	٥ر	٥ر	٥٠ ٪	٥٠ ٪
الفصل (ب)	٦ر	٤ر	٦٠ ٪	٤٠ ٪

وقد حصلنا على نسبة الذكور فى الفصل (أ) مثلا بقسمة تكرارهم على المجموع الكلى لتلاميذ هذا الفصل (اى ٣٠/ــ) فبلغت ٥ر ،وحصلنا على نسبتهم فى الفصل الثانى بنفس الطريقة (اى ٣٠/٦٠) فبلغت ٦ر. اما النسبة المئوية فقد حصلنا عليها بضرب النسبة السابقة x ١٠٠. ولعلك لاحظت بعد هذا التحويل ان الذكور يمثلون نسبة (او نسبة مئوية) اكبر من الاناث فى الفصل (ب) بينما تتساوى النسبتان فى الفصل (أ). وتدل بالطبع النسبة ٥ر او النسبة المئوية ٥٠ ٪ على نقطة التوسط (او الوسط) او النزعة المركزية .

(٢) استخدام النسبة للتعبير عن " متوسط " البيانات الاسمية :

يمكن استخدام النسبة مباشرة للتعبير عن " متوسط " البيانات الاسمية لنفرض ان الباحث يريد ان يحصل على مقياس للنزعة المركزية لبيانات اسمية حصل عليها من اداء عينة من المفحوصين على سؤال موضوعى فى اختبار للذكاء (او التحصيل) ، الاجابة عليه اما صحيحة (ص) او خاطئة (خ). ان الفئتين (ص) ، (خ) فى هذه الحالة يمكن ادراكها على انها من نوع القيم المنفصلة حيث الاجابة على السؤال من نوع (إما...او) ، او من نوع (الكل) او (لا شئ)، ويصدق ذلك على الاجابات على السؤال (بنعم) او (لا) و(بموافق) او(معارض) وهكذا من البيانات المصنفة الى فئات يمكن ادراكها على انها من النوع الاسمى .

ان الباحث فى هذه الحالة يحصل على متوسط البيانات الاسمية مباشرة بالمعادلة الاتية :

$$م = \frac{ن_١}{ن}$$

حيث يدل الرمز $ن_١$ على عدد المفحوصين الذين اجابوا على السؤال فى الاتجاه (أ)، وقد يكون هذا الاتجاه هو اتجاه الاجابة الصحيحة (ص)، او الاتجاه بالاجابة بنعم، او بالتعبير عن الاستجابة بالموافقة الخ . اما الرمز (ن) فيدل على العدد الكلى للمفحوصين

ويشمل ذلك بالطبع الذين اصابوا واخطأوا ، او الذين اجابوا بنعم ولا ، او الذين وافقوا و عارضوا العبارة .

ويمكن ان نسمى المعامل المحسوب بهذه الطريقة بمعامل الشيوع تصحيحا لما التصق به من تسمية خاصة هى معامل السهولة ،والحقيقة ان مصطلح معالم السهولة لا يصلح بالطبع الا مع مقاييس الاداء الاقصى (الذكاء - القدرات - التحصيل ...الخ) اما فى حالة مقاييس الاتجاهات او اختبارات الشخصية (الاداء المميز) فالمصطلح لا يصلح للاستخدام فى هذه الحالة، ولهذا آثرنا ان نطلق عليه تسمية اكثر عمومية هى معامل الشيوع (فؤاد ابو حطب ، ١٩٧٧) .

(٣) المنوال :

المنوال او الشائع Mode هو مقياس للنزعة المركزية يستخدم مع البيانات من نوع الرتبة او المسافة (والنسبة) حين تعامل على انها بيانات من النوع الاسمى ، ويدل على اكثر الدرجات (فى حالة مقاييس المسافة) او الرتب (فى حالة مقياس الرتبة) شيوعا او حدوثا فى التوزيع التكرارى .

وبالطبع يمكن استخدامه ايضا مع بيانات المقاييس الاسمية ومن ذلك مثلا حين يريد الباحث معرفة " منوال " الكليات الجامعية اى الكلية الجامعية التى تضم اكبر عدد من الطلاب ،او سلاح الجريمة المنوالى اى الذى يشيع استخدامه فى الجريمة اكثر من غيره وهكذا.

وبالطبع اذا كانت جميع الفئات او الدرجات او الرتب لها نفس التكرار (توزيع مستطيل مثلا) فاننا فى هذه الحالة لا نستطيع ان نحدد لها منوالا . واذا كانت هناك فئتان او رتبتان او درجتان متتابعتان (اواكثر) ولها نفس التكرار المرتفع فاننا فى هذه الحالة نحسب لهما (اولها) نقطة توسط (او وسيط) ، الذى يعد فى هذه الحالة منوالا . اما اذا كانت هذه الفئات ذات اعلى التكرارات متباعدة فاننا نصف التوزيع فى هذه الحالة بانه ذو منوالين ،او متعدد القمم اذا كان له اكثر من منوالين. قد تكون إحدى هذه القمم كبيرة او صغيرة .

ولتوضيح طبيعة المنوال تأمل المثال الاتى :

الدرجة (س) :	٣	٤	٥	٦	٧	٨
التكرار (ك) :	٢	٨	١٩	١٠	٧	١

ومنه نستنتج ان الدرجة ٥ تقابل اكبر تكرار وهو ١٩، وحينئذ تعتبر الدرجة (ن) فى هذه الحالة هى المنوال •

اما فى حالة التوزيع التكرارى لفئات الدرجات فان المنوال يقابل منتصف الفئة التى يقع فيها اكبر تكرار كما موضح فى الجدول (١٢١) •

جدول (١٢١)

حساب المنوال من فئات الدرجات

فئات الدرجات	منتصف الفئات	التكرار
٠ – ٤	٢	٤
٥ – ٩	٧	١
١٠ – ١٤	١٢	١
١٥ – ١٩	١٧	١٠ الفئة المنوالية
٢٠ – ٢٤	٢٢	٣
٢٥ – ٢٩	٢٧	٥
٣٠ – ٣٤	٣٢	٣
٣٥ – ٣٩	٣٧	٠
٤٠ – ٤٤	٤٢	١
		ن = ٢٨

من هذا الجدول يتضح ان الفئة (١٥ – ١٩) يقع فيها اكبر تكرار وهو ١٠ وبالتالى فان المنوال هو منتصف هذه الفئة اى ١٧ •

ولوجود علاقات رياضية معينة بين المنوال ومقياسى النزعة المركزية الاخرين وهما المتوسط والوسيط يمكننا تقدير المنوال من كل منهما . والمعادلة التقريبية البسيطة فى هذا الصدد هى :

المنوال = (٣ × الوسيط) - (٢ × المتوسط)

وبعبارة اخرى فان المنوال يساوى ثلاثة امثال الوسيط مطروحا منه ضعف المتوسط ويمكن استخدام هذه المعادلة فى حالة عجزنا عن حساب المنوال وخاصة حين يوجد اكثر من فئة واحدة لها نفس التكرار المرتفع .

مقارنة بين المقاييس الثلاثة للنزعة المركزية :

يمكن اجراء المقارنات الاتية بين المقاييس الثلاثة للنزعة المركزية :

(١) المنوال هو اسهل المقاييس الثلاثة فى حسابه يليه المتوسط ثم الوسيط. فالمتوسط اسهل من الوسيط لانه لا يتطلب تحويل البيانات الى نظام اخر(كالنظام الرتبى). وبالطبع فان الترتيب يكون سهلا فى حالة العينات الصغيرة ، ولكنه يصبح شاقا ومضيعا للوقت فى حالة العينات الكبيرة . وبالطبع لا يمكن حساب الوسيط مباشرة باستخدام الالات الحاسبة بسبب الحاجة الى ترتيب البيانات اولا ، الا ان ذلك لا يعنى عدم استطاعتنا حسابه باستخدام هذه الالات .

(٢) اذا كانت البيانات من نوع النسبة والمسافة فان المقاييس الثلاثة جميعا تصلح للاستخدام معها ، اما فى حالة البيانات الرتبية فلا يصلح لها المتوسط بينما يصلح للاستخدام معها كل من الوسيط والمنوال . اما البيانات الاسمية فلا يصلح لها الا المنوال فقط .

(٣) المتوسط هو افضل مقاييس النزعة المركزية للتوزيعات الاعتدالية او الاقرب اليها . اما حين تكون التوزيعات غير اعتدالية فان المتوسط قد يؤدى الى معلومات خاطئة عن التوزيع ، ولذلك يستخدم فى هذه الاحوال احد المقياسين الاخريين (الوسيط او المنوال) ويكون ادق من المتوسط حينئذ فى وصف التوزيع .

(٤) المتوسط على درجة كبيرة من الحساسية للقيم المتطرفة فى احد طرفى التوزيع وخاصة اذا لم توازن هذه القيم بقيم اخرى متطرفة فى الطرف الثانى من التوزيع . اما الوسيط والمنوال فلا يتأثران بهذه القيم المتطرفة . وفى هذه الحالة يفضل الوسيط (ثم المنوال) على المتوسط ، وخاصة فى العينات الصغيرة حيث تؤثر اى قيمة متطرفة على المتوسط . وعلى الرغم من ان عدم حساسية الوسيط والمنوال للدرجات المتطرفة تبدو عيبا فيهما لانهما تعنى فقدان بعض البيانات الا انه توجد بعض المواقف وانواع من البيانات (كالدخول السنوية والشهرية لافراد ومستويات وظيفية متباينة) يفضل فيها استخدام الوسيط او المنوال فى تحديد ما يسمى "القيمة المميزة "، حتى لا يؤدى استخدام الدرجات المتطرفة الى تشويه مقياس النزعة المركزية .

(٥) المتوسط هو مقياس النزعة المركزية الوحيد الذى تتوازن فيه الانحرافات السالبة عنه مع الانحرافات الموجبة بحيث يصبح مجموعها الجبرى صفرا . كما ان مربعات هذه الانحرافات عن المتوسط (او مربعات العزوم حول المتوسط) اصغر من مجموع مربعات انحرافات اخرى عن اى مقياس آخر للنزعة المركزية . وتلعب خاصية المربعات الصغرى هذه دورا هاما فى الاحصاء كما بينا من قبل .

(٦) فى التوزيع الاعتدالى تتطابق قيم مقاييس النزعة المركزية الثلاثة . اما فى حالة الالتواء فان القيم تختلف مواضعها . ففى حالة الالتواء الموجب يحتل الوسيط موضع المنتصف ويكون المنوال الى يساره والمتوسط الى يمينه . اما فى حالة الالتواء السالب فان المنوال يكون الى يمين الوسيط والمتوسط الى يساره .

مقاييس التشتت للبيانات الاسمية

(١) المدى المطلق او المدى الكلى :

المدى المطلق او الكلى هو ابسط طرق تحديد الاختلاف او التشتت واسهلها فى الحساب والاستخدام الا انه اقلها ثباتا ودقة. وهو فى جوهره مقياس للسعة ، ويحسب مباشرة بتحديد الفرق بين اكبر عدد واقل عدد فى البيانات المتوافرة على النحو الاتى :

المدى المطلق = اعلى درجة − اقل درجة

وقد يضاف الى ذلك الواحد الصحيح حتى يصبح المدى شاملا لجميع الدرجات او الحالات (المدى الكلى) .

وتقتصر قيمة المدى على مجرد الفحص المبدئى للبيانات حيث يمكن للباحث ان يستنتج مبدئيا ان المجموعات ذات المدى الكلى او المطلق الاكبر فيها تشتتاواختلاف اكبر. كما يستخدم المدى حين يتطلب الامر معلومات عن الحالات المتطرفة فى التوزيع .

والواقع ان المدى المطلق او الكلى ليس مؤشرا جيدا على الاختلاف او التشتت لان سعة قيمته تتحدد اساسا بالقيمتين المتطرفتين فقط هما الدرجة العليا والدرجة الدنيا ، ولا يفيد فى تقسيم القيم او التكرارات الى مستويات كما هو الشأن فى الانحراف المعيارى او وحدات التقسيم فى المقاييس الرتبية (الاعشاريات او المشينيات مثلا). بالاضافة الى ذلك فان وجود درجة متطرفة واحدة بالزيادة او النقص تؤدى الى تضخم المدى بشكل كبير، ويكون التضخم فى هذه الحالة اصطناعيا ولا يدل على التشتت الواقعى .

وعلى ذلك فان المدى المطلق او الكلى ، على الرغم من انه سهل الفهم وبسيط الحساب - الا ان استخداماته قليلة جدا فى التحليل الاحصائى لانه لا يزودنا الا بالقليل من المعلومات لاعتماده كما قلنا على درجتين متطرفتين فحسب .

ومع ذلك فانه فى بعض الاغراض العملية قد يفيد المدى المطلق كثيرا . فالمدرس مثلا قد يرغب فى معرفة الدرجة الدنيا والدرجة العليا فى امتحان اجراه لتلاميذه . ويعطيه المدى المطلق فى هذه الحالة معلومات اولية عن مدى جودة او سوء درجة طالب معين . كما ان المدى المطلق ملحوظ بشكل واضح فى الكتب والموسوعات التى تسجل الارقام القياسية (كموسوعة جنيس الشهيرة) . ومن مظاهر الاهتمام بالمدى المطلق ايضا مانلاحظه من تسجيل يومى لدرجة الحرارة الكبرى والصغرى . ومع ذلك فانه باستثناءات قليلة جدا ليس للمدى المطلق الا فائدة علمية محدودة فى تحليل البيانات . اضف الى ذلك انه لا يصلح عمليا للمقارنة بين المجموعات . انه يعطيك نظرة سريعة تقارن بها بين التوزيعات المختلفة لمعرفة مدى تشتتها ، الا ان الشرط الجوهرى فى هذه الحالة تساوى عدد الدرجات فى التوزيعين ، اما اذا اختلف عدد الدرجات (ن) من توزيع لاخر فان المدى المطلق لن يكون مفيدا ابدا حتى فى هذا النوع البسيط من المقارنات .

العلاقة بين مقاييس التشتت الثلاثة :

يمكن اجراء المقارنات الاتية بين مقاييس التشتت الثلاثة :
الانحراف المعيارى ونصف المدى الربيعى والمدى المطلق .

(١) يمتد حجم المدى المطلق بالنسبة للانحراف المعيارى فى مدى يمتد بين اربعة امثال الانحراف المعيارى الى ستة امثاله اعتمادا على حجم العينات . كما يمكن تقسيمه الى اى عدد من الاقسام فى بيانات الرتبة ومن ذلك اربعة اقسام فى حالة الارباعيات ،وعشرة اقسام فى حالة الاعشاريات ، ومائة قسم فى حالة المئينيات .

(٢) اذا كان التوزيع اعتداليا او اقرب اليه فان العلاقة بين الانحراف المعيارى ونصف المدى الربيعى تصبح كالاتى :
نصف المدى الربيعى = ٦٧٤٥ر x الانحراف المعيارى
الانحراف المعيارى = ٤٨٣ ر١ x نصف المدى الربيعى

التباين والانحراف المعيارى للبيانات الاسمية :

لو افترضنا ان لدينا سؤال او عبارة فى اختبار او استبيان وكانت الاجابة ذات وجهة معينة فتحصل احدى الوجهتين (أ) على الدرجة (١) ولتكن وجهة (الصواب) فى اختبار موضوعى ، او (نعم) فى استبيان ، او (وجود السمة) فى قائمة ملاحظة ، فى مقابل الوجهة (ب) التى تحصل على الدرجة (صفر) ولتكن وجهة (الخطأ) او (لا) او (عدم وجود السمة) ، فاننا فى هذه الحالة يمكن ان نحسب التباين للسؤال الواحد او العبارة الواحدة كما يلى :

(١) لعلك تذكر ان المعادلة الاساسية لحساب التباين هى :

$$ع^٢ = \frac{مجـ (س - م)^٢}{ن}$$

$$= \frac{مجـ س^٢}{ن} - \left(\frac{مجـ س}{ن} \right)^٢$$

(٢) الا اننا فى حالة السؤال الواحد او العبارة الواحدة (وهى هنا نوع من البيانات الاسمية) تكون مج $س^٢$ = مج س حيث ان مجـ س هو ببساطة هو عدد الافراد الذين اجابوا على السؤال او العبارة فى الاتجاه (أ) وحصلوا على الدرجة (١) .

$$\therefore ع^٢ = \frac{ن_أ}{ن} - \left(\frac{ن_أ}{ن} \right)^٢ = أ - أ^٢ = أ - (١ - أ^٢)$$

حيث يدل الرمز (أ) على نسبة الذين اجابوا على السؤال فى الاتجاه (أ) . فاذا كان (١ - أ) يقابل الوجهة الاخرى للاستجابة ، اى (ب) اى نسبة الذين اخطأوا او اجابوا بلا او المعارضة او الذين لم تظهر فيهم السمة فى قائمة الملاحظة ، وبالتالى حصلوا على الدرجة (صفر) كما بينا .

$$\therefore ع^٢ = أ \times ب$$

بالطبع ، اذا لم يحصل الباحث على مثل هذه النتيجة، واصبح معامل الارتباط بين التحصيل والقلق صفريا او غيردال ، او تناقص بشكل حاد بعد عزل أثر الذكاء، إنه يستنتج من ذلك ان القلق لا يضيف شيئا يستحق الاهتمام •

فاذا افترضنا ان اختبارات القلق والتحصيل والذكاء يرمز لها بالاعداد ١ ، ٢ ، ٣ فإن الدرجة المحيدة Parlialed لاختبار القلق بعد عزل اثر الذكاء تصبح كما يلى :

$$د_{١-٣} = د_{١} - ر_{٣١}\, د_{٣}$$

حيث ان :

$د_{١-٣}$ = الدرجة المعيارية المحيدة فى اختبار القلق بعد استبعاد التباين المفسر باختبار الذكاء •

$د_{١}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار القلق •

$د_{٣}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار الذكاء•

$ر_{٣١}$ = معامل الارتباط بين القلق والذكاء •

وبالمثل فى الدرجة المحيدة فى اختبار التحصيل بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلى :

$$د_{٢-٣} = د_{٢} - ر_{٣٢}\, د_{٣}$$

حيث $د_{٢}$ = الدرجة المعيارية فى اختبار التحصيل •

$ر_{٣٢}$ = معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء •

وفى هذا يجب ان ننبه الى ان معامل الارتباط بين الدرجات المحيدة لمتغيرين والمتغير المستخدم فى التقدير (وهو هنا المتغير

جدول رقم (١٢٢)

بيانات مقياسين اسميين

	المرضى	الاسوياء	المجموع
الذكور	(٣٥)	(٣٧)	٧٢
الاناث	(١٤)	(٣٤)	٤٨
المجموع	٤٩	٧١	١٢٠

واراد هذا المعلم ان يحلل البيانات الاسمية فى الجدول السابق ليستخلص منه ما اذا كانت توجد علاقة بين الجنس والنجاح المدرسى. انه عليه فى هذه الحالة ان يحسب معامل ارتباط فاى ، وذلك بتحويل التكرار الثنائى للاعداد بين القوسين فى الجدول السابق الى اللغة الرمزية كما يلى :

	المرضى	الاسوياء
الذكور	أ	ب
الاناث	جـ	د

ثم تطبق المعادلة الاتية :

$$ر_\phi = \frac{أ\,د - ب\,جـ}{\sqrt{(أ + ب)(جـ + د)(أ + جـ)(ب + د)}}$$

وبالتعويض من رمز المعادلة فان :

$$\text{ر}_\phi = \frac{(\text{٣٥} \times \text{٣٤}) - (\text{٣٧} \times \text{١٤})}{\sqrt{(\text{٧٢} \times \text{٤٨} \times \text{٥٩} \times \text{٧١})}} = + \text{٠ر١٩}$$

ونحب ان ننبه هنا الى انه لو كان احد المتغيرين مقسما تقسيما متساويا بين الفئتين اللتين يمنف اليهما وليكن مثلا متغير الصحة حيث عدد المرضى يساوى عدد الاسوياء ولنفرض ان خانات الجدول الرباعى على النحو المبين فى الجدول رقم (١٢٣) ٠

جدول رقم (١٢٣)
بيانات مقياسين اسميين

	المرضى	الاسوياء	المجموع
الذكور	٢٦٩ (أ)	٢٠٤ (ب)	٤٧٣
الاناث	٢٣١ (جـ)	٢٩٦ (د)	٥٢٧
المجموع	٥٠٠	٥٠٠	١٠٠٠

ان معادلة معامل ارتباط فاى فى هذه الحالة يمكن تبسيطها على النحو الاتى :

$$\text{ر}_\phi = \frac{\text{أ} - \text{ب}}{\sqrt{(\text{أ} + \text{ب})\ (\text{جـ} + \text{د})}}$$

$$= \frac{\text{٢٦٩} - \text{٢٠٤}}{\sqrt{\text{٤٧٣} \times \text{٥٢٧}}} = \text{٠ر١٣}$$

(٢) معامل الارتباط الجيمى :

من الملاحظ على معامل ارتباط فاى أن قيمته تتأثر ببعض الشروط التى يجب ان تتوافر فى الجدول الرباعى الذى منه يحسب، والا فانه يكون اصغر من المتوقع ، ولا يمكن ان يصل الى الحدود القصوى لمعامل الارتباط (+١ ، -١)، فلا يمكن الوصول بمعامل الارتباط الى هذه الحدود الا اذا كانت القيمة (أ + ب) = (أ + ج) وبالتالى (ج + د) = (ب + د) اى ان المتوسطين متساويان ، وكلما زاد الفرق بين القيمتين زاد معامل الارتباط انخفاضا من التقدير الحقيقى لقيمته .

وبسبب هذا الاثر المتحيز لمعامل ارتباط فاى الناجم عن الفروق بين المتوسطات اقترح بعض العلماء مؤشرات عديدة للعلاقة لا تتأثر باتجاه القياس ، اى بعبارة اخرى يتم فيها المساواة بين المتوسطات . واول هذه المؤشرات هو المؤشر الجيمى G index الذى اقترحه هولى وجيلفورد عام ١٩٦٤ ، وقد ظهر فى الاصل لحساب معامل الارتباط بين شخصين فى اجاباتهما على استبيان يتألف من عدة اسئلة يجاب عليها (بنعم) او (لا) ، اى بيانات اسمية حقيقية من النوع الذى تستخدم معه بالفعل معامل ارتباط فاى .

ويحسب المعامل الجيمى بالمعادلة الاتية :

$$ر_ج = ٢ (\bar{أ} + \bar{د}) - ١$$

حيث أن :

$\bar{أ}$ ، $\bar{د}$ = نسبة الافراد فى الخانتين أ ، د فى الجدول الرباعى ويمكن صياغة المعادلة السابقة على النحو الاتى :

$$ر_ج = (\bar{أ} + \bar{د}) - (\bar{ب} + \bar{ج})$$

حيث تدل الرموز $\bar{أ}$ ، $\bar{ب}$ ، $\bar{ج}$ ، $\bar{د}$ على النسب فى الخانات المناظرة فى الجدول الرباعى •

وبتطبيق اى من هاتين المعادلتين على بيانات الجدول رقم (١٢٣) نحصل على معامل ارتباط = ١٣ر وهو معامل يتطابق تماما مع معامل ارتباط فاى فى هذه الحالة خاصة لان القيمة (أ + ج) تكاد تساوى القيمة (أ + ب)• اما إذا كان هذان المتوسطان غير متساويين او مختلفين اختلافا بينا فان قيمتى المعاملين تختلفان •

ويمكن صياغة معادلة ابسط لحساب المعامل الجيبى من التكرارات مباشرة (بدلا من التحويل الى نسب) على النحو الاتى :

$$ر_ج = \frac{(أ + د) - (ب + ج)}{ن}$$

(٣) **معامل الارتباط الرباعى :**

يحسب معامل الارتباط الرباعى Tetrachoric بين مجموعتين من البيانات تم تصنيفها اصطناعيا الى فئتين ، بينما توزيع المتغير فى حقيقته هو من نوع القيم المتصلة والتى ترتبط خطيا ويصدق عليها التوزيع الاعتدالى • وعند توافر الشروط المناسبة فان معامل الارتباط الرباعى يكون مكافئا لمعامل ارتباط بيرسون ويعتبر تقريبا له •

مثال :

نفرض ان الباحثه اراد حساب معامل الارتباط بين حضور التلاميذ وغيابهم من المدرسة ونجاحهم او فشلهم الدراسى وحصل على البيانات الموضحة فى الجدول الاتى :

	حضور	غياب	المجموع	النسبة
نجاح	٣٧٤ (أ)	١٦٧ (ب)	٥٤١	٥٨٢ ر (ن)
فشل	١٨٤ (جـ)	٢٠٣ (د)	٣٨٩	٤١٨ ر (ح)
المجموع	٥٦٠	٣٧٠	٩٣٠	
النسبة	٦٠٢ر (نَ)	٣٩٨ر (حَ)	١٫٠٠٠ر	

ومن الواضح فى هذا الجدول انه للحصول على معامل ارتباط موجب كامل فان جميع المفحوصين يجب ان يقعوا فى الخانتين أ ، د . وفى حالة معامل الارتباط السالب الكامل يجب ان يقع جميع المفحوصين فى الخانتين ب ، جـ ، اما فى حالة معامل الارتباط الصفرى فان توزيع المفحوصين يكون بنسب ثابتة فى جميع الخانات الاربع .

ونحب ان نوضح ان افتراض الكم المتصل فى هذا المثال يمكن توضيحه بالقول بان الذين صنفوا فى اى خانة من هذه الخانات الاربع قد كان تصنيفهم اعتباطيا . ففئة الغياب فى مقابل الحضور قد يعتمد فيها على عدد ايام الغياب (او الحضور) او نسب ذلك ثم القطع عند نقطة اعتباطية معينة (٨٠ ٪ او ٧٠ ٪ ، الخ) وعندها يصنف التلميذ بانه من الحاضرين او الغائبين . وبالمثل فئة النجاح والفشل يتحدد كثيرا فى ضوء نقاط اعتباطية معينة (٥٠ ٪ ، ٦٠ ٪، الخ) ومعنى ذلك ان الحضور — الغياب ، والنجاح — الفشل هوفجوهره متصل من السلوك يمتد من الدرجة المنخفضة للغاية الى الدرجة المرتفعة للغاية ، وليس تصنيفا ثنائيا حقيقيا مثل الذكور — الاناث فى حالة متغير الجنس ، او المدرس الاول فى مقابل المدرس الثانى مثلا فهنا تصنيف ثنائى اسمى قطعى وحقيقى .

وعلى اساس هذا الافتراض يطبق معامل الارتباط الرباعى على معامل الارتباط بين سؤالين او عبارتين فى الإختبار او الاستبيان. فاذا كانت الاجابة على كل سؤال اما ان تكون صحيحة او خاطئة (فى حالة الاختبارات) او من نوع (نعم) او (لا) (فى حالة الاستبيانات) فاننا نحصل على جدول رباعى يشبه الجدول السابق عند حساب معامل الارتباط بين السؤالين او العبارتين • واليك البيانات السابقة ذاتها مصنفة على النحو الذى عرضناه •

		السؤال الأول		المجموع	النسبة
		نعم	لا		
السؤال الثانى	نعم	٣٧٤ (أ)	١٨٧ (ب)	٥٤١	٥٨٢ ر (ن)
	لا	١٨٦ (ج)	٢٠٣ (د)	٣٨٩	٤١٨ ر (ح)
	المجموع	٥٦٠	٣٧٠	٩٣٠	٠٠٠ ر ١
	النسبة	٦٠٢ (ن̄)	٣٩٨ ر (ح̄)	٠٠٠ ر ١	

والافتراض هنا مرة اخرى انه لا يمكن القول بان جميع الذين صنفوا بانهم اجابوا على السؤال (بنعم) ، فعلوا ذلك بدرجة متساوية من التأكيد وأن الذين اجابوا (بلا) فعلوا ذلك ايضا بدرجة متساوية من النفى ، ولذلك يمكن القول بان الاجابة على اى من السؤالين موضع التحليل تمثل متصلا من السلوك يمتد من الايجاب والتأكيد الشديدين الى النفى والسلب الشديدين ايضا • ومعنى ذلك ان الثنائية ليست ثنائية حقيقية وانما هى احدى الحالات المحتملة. واذا كان افتراض الكم المتصل صحيحا بالنسبة للمتغير فان افتراض الاعتدالية والعلاقة الخطية يمكن ان يكونا متضمنين ايضا •

كيف يحسب معامل الارتباط الرباعى ؟

ان المعادلة الكاملة لحساب معامل الارتباط الرباعى معادلـــة مطولة جدا ومعقدة للغاية ، لانها تتضمن سلسلة كبيرة من الحـــدود يتضمن عدد كبير منها قيما أُسيّة متتابعة من معامل الارتبــاط (ر) على النحو الاتـــى :

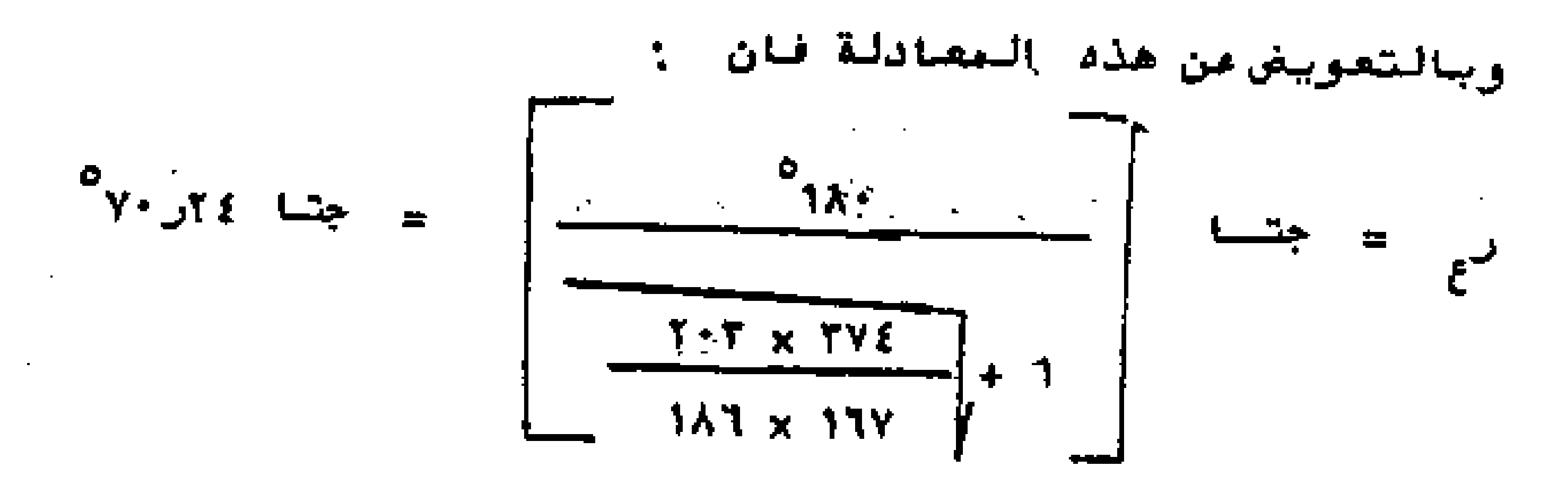
$$\text{ر}_{\text{ع}} + \text{ر}_{\text{ع}}^{2}\,\frac{\text{ذ}\ \bar{\text{ذ}}}{2} + \text{ر}_{\text{ع}}^{3}\,\frac{(\text{ذ}^{2}-1)(\bar{\text{ذ}}^{2}-1)}{6} + \cdots = \frac{\text{أد} - \text{ب جـ}}{\text{ص}\ \bar{\text{ص}}\ \text{ن}^{2}}$$

ولشرح هذه الرموز يجب ان يرجع القارىء الى الجدول السابـــق فالرموز أ ، ب ، جـ ، د تدل على التكرارات فى خانات الجدول الاربع فى الجدول الرباعى . اما الرمز ($\text{ر}_{\text{ع}}$) فيدل على معامل الارتبـــــاط الرباعى . ولعلك لاحظت اننا حسبنا لـتوزيع كل فئة من فئتى كل متغير نسبة عن الحالات الكلية فيها ورمزنا لفئتى متغير السطور بالرمزيـــن ن ، ح ، ولفئتى متغير الاعمدة بالرمزين $\bar{\text{ن}}$ ، $\bar{\text{ح}}$. وهذه النسب ضروريـــة للحصول على القيم ذ ، ص فى المعادلة السابقة . فالقيـــم ذ ، $\bar{\text{ذ}}$ تدل على الدرجات المعيارية كوحدات فى خط الاساس (الاحداثى الافقـــى) للمنحنى الاعتدالى وكنقاط تقسيم للحالات فى التوزيع فى ضوء النســب ن ، ح او $\bar{\text{ن}}$ ، $\bar{\text{ح}}$. اما القيم ص ، $\bar{\text{ص}}$ فهى قيم الإحداثى الرأســى للمنحنى الاعتدالى والتى تتطابق مع القيم ذ ، $\bar{\text{ذ}}$.

الا ان استخدام هذه المعادلة فى حساب معامل الارتباط الرباعـــى عمل شاق ومجهد ، ويستغرق وقتا وجهدا طويلين . ولذلك لجأ العلمـــاء الى توفير الجهد باستخدام معادلات مختصرة تقدر هذا المعامل . واشهر هذه المعادلات المختصرة يعتمد على المفهوم الهندسى لمعامل الارتبـــاط كما شرحناه فى الفصل التاسع وتتخذ الصورة الآتيـــة :

$$\text{ر}_{\text{ع}} = \text{جتـا}\left[\frac{{180}^{\circ}}{1 + \sqrt{\frac{\text{أد}}{\text{ب جـ}}}}\right]$$

وبالتعويض من هذه المعادلة فان :



وبالكشف فى جداول حساب المثلثات لتحديد القيمة العددية لجيب تمام زاوية مقدارها ٢٤ر٧٠° نجدها = ٣٣٨ر وهى تقابل معامل الارتباط الرباعى .

ولكن كيف نحدد اشارة معامل الارتباط الرباعى اى هل هى موجبة او سالبة ؟ .

للاجابة على هذا السؤال نقول انه لو كانت الزاوية بين صفر ، ٩٠° يكون معامل الارتباط موجبا اما اذا كانت بين ٩٠° ، ١٨٠° يكون معامل الارتباط سالبا . اما اذا كانت الزاوية تساوى ٩٠° تماما فان معامل الارتباط فى هذه الحالة يساوى صفرا .

وحيث ان الزاوية التى حصلنا عليها مقدارها ٢٥ر٧٠° اى اقل من ٩٠° فان معامل الارتباط الرباعى فى هذه الحالة هو معامل موجب ومعنى ذلك ان المعامل المحسوب هو :

ر ع = + ٣٣٨ ر

معامل الاقتران او الترابط :

توجد عدة طرق لحساب العلاقة بين بيانات المقاييس الاسمية تسمى معاملات الاقتران او الترابط Coefficient of Association وقد اسهم عدد من العلماء فى اقتراح بضعة معادلات لهذا الغرض منهم كارل بيرسون وتشوبرو ، الا ان اشهرهم هو يول Yule . ونعرض فيما يلى احدى المعادلات البسيطة التى اقترحها .

$$ر = \frac{أ د - ب جـ}{أ د + ب جـ}$$

حيث تدل الرموز أ ، ب ، جـ ، د على خانات الجدول الرباعى كما اوضحناها آنفا • وعلى ذلك يمكن حساب معامل الاقتران ليول لبيانات الجدول السابق كما يلى :

$$ر = \frac{(٣٧٤ \times ٢٠٣) - (١٦٧ \times ١٨٦)}{(٣٧٤ \times ٢٠٣) + (١٦٧ \times ١٨٦)}$$

$$= \frac{٧٥٩٢٢ - ٣١٠٦٢}{٧٥٩٢٢ + ٣١٠٦٢} = \frac{٤٤٨٦٠}{١٠٦٩٨٤} = ٤١٩ر$$

وهى تكاد تقترب من القيمة التى حسبت بمعامل الارتباط الرباعى

بعض الانواع الاخرى لمعاملات الارتباط :

قد تنشأ ظروف فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية تتطلب من الباحث ان يحسب العلاقة بين بيانات من النوع الاسمى وبيانات من مستويات اخرى • ونعرض فيما يلى لطرق حساب معاملات الارتباط فى هذه الحالات •

(١) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس شبه الاسمية وبيانات مقاييس النسبة او المسافة (معامل الارتباط الثنائى) :

وقد تكون البيانات التى تحتاج الى تحليل احصائى فى البحث النفسى او التربوى او الاجتماعى من نوعين احدهما من النوع النسبى او المسافى (كدرجات فى اختبار) وثانيهما من النوع شبه الاسمى (اى ينقسم ثنائيا الى فئتين بطريقة اعتباطية) • واشهر امثلته على الاجابة على سؤال اختبار بنعم او لا •

مثـــال :

اراد احد الباحثين ان يحسب معامل الارتباط بين الدرجة الكلية فى الاختبار (كمحك) واداء عينة من التلاميذ فى كل سؤال من اسئلة الاختبار لحساب صدق هذه الاسئلة، فحصل على البيانات الاتية من الدرجة الكلية فى الاختبار والاجابة على احد الاسئلة فى نفس الاختبار بالصواب (١) او الخطأ (صفر).

جدول رقم (١٢٤)

الدرجات الكلية فى الاختبار ودرجات احد الاسئلة فى نفس الاختبار

المفحوص	الدرجة الكلية فى الاختبار	الدرجة فى السؤال
أ	٦	٠
ب	٨	١
ج	٨	٠
د	١١	٠
هـ	١٦	١
و	٢٥	٠
ز	٢٧	٠
ح	٣١	٠
ط	٣١	١
ى	٣٩	٠
ك	٤٤	٠
ل	٥٠	١
م	٥٦	١
ن	٦٨	١

ان معامل الارتباط المطلوب حسابه فى هذه الحالة يسمى معامل الارتباط الثنائى Biserial Correlation ،ولحساب هـــذا المعامل نحتاج اولا الى حساب القيم الاتيـــة :

(١) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار للذين اجتازوا السؤال بنجاح وهو يساوى فى هذا المثال $م_{ص}$ = ١٧ر٣٨ .

(٢) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار للذين فشلوا فـــى اجتياز السؤال بنجاح وهو يساوى فى هذا المثال $م_{خ}$ = ٨٨ ر٢٣.

(٣) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار لجميع المفحوصين وهو يساوى فى هذا المثال م = ٠٠ر٣٠

(٤) حساب الانحراف المعيارى للدرجات الكلية فى الاختبار لجميـــع المفحوصين وهو يساوى فى هذا المثال ع = ١٩ر١٨

(٥) نسبة الذين اصابوا فى الاجابة على السؤال من جميع المفحوصيـــن وتساوى فى هذا المثال $ن_{ص} = \frac{٦}{١٤}$ = ٤٣ر

(٦) نسبة الذين اخطأوا فى الاجابة على السؤال من جميع المفحوصيـــن وتساوى فى هذا المثال $ن_{خ} = \frac{٨}{١٤}$ = ٥٧ر.

ثم يطبق الباحث معادلة معامل الارتباط الثنائى على النحـــو الاتـــى :

$$ر_{ث} = \frac{م_{ص} - م_{خ}}{ع} \times \frac{ن_{ص} \times ن_{خ}}{ى}$$

حيث تدل الرموز على ما اشرنا اليه سابقا ، اما الرمـــز (ى) ليعنى الارتفاع الاعتدالى (فى المنحنى الاعتدالى) المقابل لنسبـــة الصواب ، ويتم الحصول عليه مباشرة من الجداول الاحصائية .وبالتعويض من القيم السابقة نحصل على معامل الارتباط الثنائى كما يلى :

$$ر ث = \frac{٢٨ر١٧ - ٢٣ر٨٨}{١٨ر١٩} \times \frac{ر٤٣ \times ر٥٧}{ر٣٩٢٨} = ر٤٨$$

(٢) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس الاسمية الحقيقية وبيانات مقاييس النسبة او المسافة (معامل الارتباط الثنائى الاصيل) :

حين يكون احد المتغيرات فى مشكلة الارتباط متغيرا اسميا حقيقيا والمتغير الاخر من نوع مقاييس النسبة والمسافة فان معامل الارتباط الذى يصلح لهذه الحالة يسمى معامل الارتباط الثنائى الاصيل Point Biserial Correlation ومن ذلك معامل الارتباط بين الجنس والتحصيل المدرسى ، او الارتباط بين البيئة (ريف ـ حضر) والذكاء . ويصدق ذلك ايضا على التوزيعات ذات المنوالين وغيرها من التوزيعات غير الاعتدالية . فعلى الرغم من انها قد لا تمثل فئات منفصلة تماما ، إلا أنها يمكن ان تقسم الى فئتين على نحو يتصل باستخدام معامل الارتباط الثنائى الاصيل،وليس معامل الارتباط الثنائى الذى عرضناه فى القسم السابق.ومن ذلك (عمى الالوان فى مقابل الابصار المعتاد للالوان ، الإدمان فى مقابل عدم الإدمان ، السلوك الاجرامى فى مقابل السلوك المعتاد ،المرض فى مقابل الصحة ...الخ) .

وتوجد بعض المتغيرات الاخرى التى لا تعد ثنائية فى جوهرها بل قد تعد ذات طبيعة اعتدالية ، ومع ذلك تعامل فى الممارسة على انها تنقسم ثنائيا انقساما حقيقيا او اصيلا . ومن ذلك تصحيح الاستجابة على سؤال فى اختبار للقدرة او الاداء الاقصى على انها صحيحة او خاطئة.وبالطبع فان جميع الافراد الذين يجيبون على السؤال اجابة صحيحة ليسوا جميعا متساويين فى القدرة فى السمة او السمات التى يقيسها السؤال . فاى درجة كلية فى الاختبار تقيس نفس السمة باستخدام عدد كبير من الاسئلة من نفس النوع تعطينا تدريجا متصلا فى مستويات السمة او القدرة موضع القياس . ومع ذلك فاننا فى بعض الممارسات العملية فى مجال القياس النفسى والتربوى نجد أن الاسئلة من النوع المشار اليه تقتصر على تصنيف المفحوصين الى مجموعتين

وحينئذ يعد مثالا على المقياس الاسمى الحقيقى ومعه يستخدم معامل الارتباط الثنائى الاصيل .

مثال :

لنفرض ان بيانات الجدول رقم (١٢٤) السابق تتضمن بيانات الدرجة الكلية فى احد الاختبارات والحكم على الاجابة على سؤال من اسئلة الاختبار بالصواب (١) او الخطأ (صفر).

اننا حينئذ نحسب معامل الارتباط الثنائى الاصيل بين المتغيرين لتحديد صدق السؤال باستخدام المعادلة الاتية :

$$\text{ر ث}_{1} = \frac{\text{م}_{\text{ص}} - \text{م}_{\text{خ}}}{\text{ع}} \times \text{ن}_{\text{ص}} \times \text{ن}_{\text{خ}}$$

حيث الرمز ر ث_{1} = معامل الارتباط الثنائى الاصيل .

وتدل الرموز الاخرى على نفس ما دلت عليه فى معادلة الارتباط الثنائى وبالتعويض من قيم المعادلة السابقة نحصل على المعامل الاتى :

$$\text{ر ث}_{1} = \frac{\text{١٧ر٣٨} - \text{٨٨ر٢٣}}{\text{١٩ ر١٨}} \times \sqrt{\text{٤٣ر} \times \text{٥٧ر}} = \text{٣٩ر}$$

(٣) **معامل الارتباط بين بيانات المقاييس الاسمية الحليلية وبيانات مقاييس الرتبة : (معامل ثيتا لويكوكسون) :**

قد تتطلب بعض البيانات فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية حساب معامل الارتباط بين مقاييس من النوع الاسمى واخرى من نوع الرتبة وخاصة فى حالة استخدام مقاييس التقدير للسمات المختلفة . وحينئذ لابد للباحث من استخدام طريقة مناسبة لذلك. وهى معامل ثيتا لويلكوكسون . ولتوضيح ذلك نعطى المثال الاتى :

مثـــال :

نفرض ان احد الباحثين يسعى لحساب معامل الارتباط بين متغيرين هما الجنس (وهو المقياس الاسمى) ودرجات السيطرة كما تقدر بمقياس تقدير خماسى فحصل على البيانات الاتيـــة :

		السيطرة (كما تقدربمقياس تقدير خماس)					المجموع
		١	٢	٣	٤	٥	
الجنـــس	ذكـور	٢	٣	٤	١	٠	١٠
	اناث	٥	٣	٢	٠	٠	١٠

لحساب معامل ارتباط ثيتا فى هذه الحالة يسير الباحث فـــى الخطوات الاتيـــة :

(١) حساب حاصل ضرب تكرار كل رتبة فى المقياس الرتبى فى احـــدى فئتى المقيـاس الاسمى (ولتكن فئة الذكور) ولنرمز لهـــا بالرمز (أ) فى جميع تكرارات الفئة الاخرى من المقياس الاسمـــى (وهى فئة الاناث) ولنرمز لها بالرمز (ب) فى جميع الرتـــب الاعلى (فى مثالنا) او الارقى(فى حالة الترتيب العكســـى) من الفئة المختارة، ويرمز لهذا المقدار ($ك_{ع}$) وتصبح قيـــم هذا المقدار لكل رتبة من الرتب الخمس كما يلى :

$$ك_{ع_1} = ٢ (٣ + ٢ + ٠ + ٠) = ١٠$$

$$ك_{ع_2} = ٣ (٢ + ٠ + ٠) = ٦$$

$$ك_{ع_3} = ٤ (٠ + ٠) = ٠$$

$$ك_{ع_4} = ١ (٠) = ٠$$

$$ك_{ع_5} = ٠ (٠) = ٠$$

(٢) الحصول على مجموع ($ك_ع$) على النحو الاتى :

$$مج\ ك_ع = ١٠ + ٦ + ٠ + ٠ + ٠ = ١٦$$

(٣) يحسب التكرار لكل رتبة بالطريقة السابقة ولكن فى الاتجاه العكسى حيث يضرب تكرار كل رتبة فى المقياس الرتبى فى نفس الفئة التى اخترناها (فئة الذكور) فى جميع تكرارات الفئة الاخرى فى المقياس الاسمى (الاناث) فى جميع الرتب الأدنى (فى مثالنا) او الاعلى (فى حالة الترتيب العكسى من الفئة المختارة) • ويرمز لهذا المقدار ($ك_د$) • وتصبح قيم هذا المقدار لكل رتبة من الرتب الخمس كما يلى :

$$ك_{د_١} = ١ (٠) = ٠$$
$$ك_{د_٢} = ٣ (٥) = ١٥$$
$$ك_{د_٣} = ٤ (٣ + ٥) = ٣٢$$
$$ك_{د_٤} = ١ (٢ + ٣ + ٥ = ١٠$$
$$ك_{د_٥} = ٠ (٠ + ٢ + ٣ + ٥) = ٠$$

(٤) الحصول على مجموع ($ك_د$) على النحو الاتى :

$$مج\ ك_د = ٠ + ١٥ + ٣٢ + ١٠ + ٠ = ٥٧$$

(٥) الحصول على حاصل ضرب تكرار الذكور فى تكرار الاناث او $ك_{أ×ب}$ على النحو الاتـى :

$$ك_{أ\ ب} = ١٠ \times ١٠ = ١٠٠$$

(٦) حساب معامل ارتباط ثيتا بالمعادلة الاتيـة :

$$ر\ ثيتا = \frac{مج\ ف_د - مج\ ف_ع}{ك_{أ\ ب}}$$

$$= \frac{٥٧ - ١٦}{١٠٠} = \frac{٤١}{١٠٠} = ٤١ر$$

(٤) **معامل الارتباط بين بيانات المقاييس شبه الاسمية وبيانات مقاييس الرتبة (معامل ارتباط الرتبة الثنائي) :**

يقترح (Curton,1956) نوعا خاصا من معاملات الارتباط لحساب العلاقة بين المقاييس شبه الاسمية (والمصنفة تصنيفا ثنائيا) وبيانات مقاييس الرتبة يسمية مقياس الرتبة الثنائي Rank-biserial واليك المثال الاتي :

مثال :

حصل احد الباحثين على تقديرات عينة (ن = ١٠) من الناجحين والراسبين فى امتحان الثانوية الثانوية فى مقياس تقدير للقلق كما هو موضح فى الجدول الاتي :

	تقديرات الثقة بالنفس									
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
ناجحون (سن)	١	٠	١	١	١	١	٠	١	٠	٠
راسبون (سر)	٠	١	٠	٠	٠	٠	١	٠	١	١

ومن هذا الجدول يحسب الباحث القيم الاتية :

(١) مج $س_ن$ = (١×١)+(٣×١)+(٤×١)+(٥×١)+(٦×١)+(٨×١) = ٢٧

(٢) مج $س_ر$ = (٢×١)+(٧×١)+(٩×١)+(١٠×١) = ٢٨

(٣) $م_{س_ن} = \frac{٢٧}{٦}$ = ٤ر٥٠ حيث $ن_{س_ن}$ = ٦

(٤) $م_{س_ر} = \frac{٢٨}{٤}$ = ٧ حيث $ن_{س_ر}$ = ٤

(٥) يحسب معامل ارتباط الرتبة الثنائى بالمعادلة الاتية :

$$\text{ر}_{\text{ب ث}} = \frac{٢}{\text{ن}} \left(\text{م}_{\text{س١}} - \text{م}_{\text{س٠}} \right)$$

$$= \frac{٢}{١٠} \left(٤\text{ر}٥٠ - ٧ \right)$$

$$= \frac{- ٢\text{ر}٥}{٥} = - ٥٠\text{ر}$$

(٥) معامل الارتباط بين مقياسين رتبيين محولين الى مقاييس شبه اسمية :

اشرنا الى المعامل الجيمى لحساب معامل الارتباط بين المقاييس الاسمية • وقد تأكدت قيمة هذا المعامل ـ كما بينا ـ فى تحديد درجة التشابه بين الافراد، وكذلك تأكيد تصنيفهم الى فئات من الاشخاص. وتظهر اهمية ذلك على وجه الخصوص فى بحوث التحليل العاملى. كما ظهرت اهميته فى امكانية تطبيقه على بيانات من مستوى آخر ، ومن ذلك بيانات الرتبة وحينئذ لابد من تحويل البيانات الرتبية الى بيانات شبه اسمية •

مثال :

(عن Guilford & Fruchter,1979) نفرض ان احد الباحثين حصل على تقديرات شخصين فى ١٠ سمات مختلفة باستخدام مقياس تقدير لكل سمة فكانت البيانات على النحو الاتى :

س	١	٥	٥	٣	٤	٦	٢	٤	٣	٣
ص	٢	٦	٢	١	٥	٥	٥	٦	٣	٤

ويتطلب استخدام المعامل الجيمى فى هذه الحالة ضرورة ان تكون السمات موضع هذا التقدير من النوع الثنائى القطب (انبساط ـ انطواء او موافق ـ معارض مثلا) بحيث تكون نقطة الحياد فيها

عند منتصف المتصل . ويمكن للباحث حينئذ ان يصنف بياناته الى فئتين فنعطى المفحوص الدرجة (١) للتقدير الذى يفوق نقطة الحياد والدرجة (صفر) للتقدير الذى يقل عن هذه النقطة . وفى المثال الحالى نلاحظ ان مقياس التقدير المستخدم من النوع السداسى ، ومعنى ذلك ان الرتب ٤ ـ ٦ تعطى الدرجة (١) والتقديرات ١ ـ ٣ تعطى الدرجة (صفر) وحينئذ تحول هذه البيانات الرتبية الى بيانات شبه اسمية على النحو التالى :

س	٠	١	١	٠	١	١	٠	١	٠	٠
ص	٠	١	٠	٠	١	١	١	١	٠	١

ومن هذه البيانات يمكن الحصول على الجدول الرباعى الاتى :

		المفحوص الاول (س)	
		صفر	١
المفحوص الثانى (ص)	صفر	٣ (أ)	٢ (ب)
	١	١ (جـ)	٤ (د)

وبتطبيق معادلة المعامل الجيمى السابقة تحصل على القيمة الاتية :

$$ر_{ج} = \frac{(أ + د) - (ب + جـ)}{ن} = \frac{٧ - ٣}{١٠} = \frac{٤}{١٠} = ٤٠ر$$

وقدم كوهن (Cohen, 1969) هذه الطريقة للاستفادة من جميع البيانات المتضمنة فى مقياس الرتبة ، ويسمى المعامل الجديد معامل تشابه البروفيل ، وفيه يفترض ايضا وجود نقطة الحياد (فى

السمات الثنائية القطب بالطبع)، الا ان الامر هنا يتطلب حساب هذه النقطة على انها وسيط المقياس ، وحينئذ تصبح فى المثال السابق ٣ر٠ (لاحظ هنا ميزة استخدام مقاييس التقدير ذات الرتب الفردية كمقياس التقدير الثلاثى او الخماسى او السباعى حيث يصبح الوسيط فى هذه الحالة عددا صحيحا). وبعد ذلك تعامل نقطة التوسط فى هذه الحالة على انها متوسط توزيع درجات كل من س ، ص ثم نحسب القيم الانحرافية عنه بالنسبة لكل تقدير ومعنى ذلك أن :

$$ح_س = س - س_ح$$

$$ح_ص = ص - ص_ح$$

حيث الرموز :

$ح_س$ ، $ح_ص$ = انحراف درجة كل من س ،ص عن نقطة الحياد فى كل تقدير حصل عليه فى كل سمة .

س ، ص = تقديرات المفحوصين س ، ص فى كل سمة من السمات العشر فى المثال السابق .

$س_ح$ ، $ص_ح$ = نقطة حياد المقياس لكل من المفحوص س ، ص

وبعد حساب هذه القيم الانحرافية تطبق معادلة شبيهة لمعادلة معامل ارتباط بيرسون على النحو الآتى :

$$ر_ك = \frac{مج\ ح_س\ ح_ص}{\sqrt{مج\ ح_س^٢ \times مج\ ح_ص^٢}}$$

حيث يدل الرمز ($ر_ك$) على معامل ارتباط كوهن .

وفى مثالنا السابق فان مج $ح_س ح_ص$ = ١٠ر٠، مج $ح_س^٢$ = ٢٠ر٠ ، مج $ح_ص^٢$ = ٣٠ر٥ . وبتطبيق المعادلة السابقة فان معامل الارتباط=٤٠ر وهو يتطابق مع القيمة المحسوبة بالمعادلة الاصلية .

(٦) نسبة الارتباط :

تنشأ الحاجة الى استخدام نسبة الارتباط Correlation ratio بدلا من معامل الارتباط حين تكون العلاقة بين المتغيرين من نوع مقاييس المسافة او النسبة ليست خطية ، ولعلك تذكر ان الخطية هى أحد الافتراضات الاساسية فى مفهوم معامل الارتباط لبيرسون . وكثيرا ما نفترض ان الاعتدالية او ما يقترب منها فى توزيع المتغيرين يعد شرطا كافيا لتوافر العلاقة الخطية . والعلاقات غير الخطية بين المتغيرات من انواع كثيرة ، فمنها ان منحنى توزيع المتغير يكون بطيئا فى البداية ثم يزداد بسرعة بعد ذلك او العكس ، وقد يزيد الى حد أمثل معين عند المنتصف ثم يهبط بعد ذلك وهكذا .

كما تفيد نسبة الارتباط فى حساب العلاقة بين بيانات متغير منتمى الى المستوى الاسمى بينما تنتمى بيانات المتغير الاخر الى المستوى المسافى او النسبى ، وحينئذ تحل محل معامل الارتباط الثنائى ، ومعامل الارتباط الثنائى الاصيل .

وعدم التنبه الى طبيعة العلاقة بين المتغيرات قد يوقعنا فى خطأ فاحش ، فاذا حسب الباحث معاملات الارتباط بين متغيرات بينها علاقة غير خطية فانه قد يحصل على معامل ارتباط صفرى او غير دال ، وقد يستنتج من ذلك - خطأ - انه لا توجد علاقة بين المتغيرات بينما الامر فى حقيقته انه توجد علاقة ولكنها ضاعت بسبب استخدام الطريقة الخاطئة فى تقدير العلاقة بينها ، ولعل هذا هو احد النتائج الهامة التى توصلت اليها البحوث التى كانت تجرى فى الماضى فى حساب العلاقة بين السلوك المعرفى والسلوك الوجدانى، حيث كانت تتوصل عادة الى معاملات ارتباط صفرية او غير دالة . ولكن حين تنبه الباحثون مؤخرا الى ان العلاقة بين المتغيرات من النوعين منحنية وليست خطية وحسبت نسب الارتباط بدلا من معاملات الارتباط امكن تحديد مقدار العلاقة بينهما .

ويرى بعض المؤلفين (السيد محمد خيرى ، ١٩٥٧) ان معامل الارتباط هو فى جوهره حالة خاصة من نسبة الارتباط . فحساب نسبة الارتباط يصلح لجميع انواع العلاقات (الخطية والمنحنية) اما معامل الارتباط فلا يصلح الا فى حالة العلاقة الخطية فقط .

ولكى نوضح طبيعة نسبة الارتباط نحيل القارئ الى فكرة جدول الانتشار المزدوج التى عرضناها فى الفصل التاسع عند تناولنا لمعامل الارتباط ، وهو جـ يوضح العلاقة بين المتغيرين، ولعلك تذكر اننا لو اردنا التنبوء بقيمة (ص) من قيمة (س) فان متوسط قيم العمود او السطر يعطينا افضل قيمة تنبؤية . ولذلك فان الخطوة الاولى فى حساب نسبة الارتباط ـ شأنها فى ذلك شأن معامل الارتباط ـ هى حساب متوسطات قيم (س) أي الاعمدة و (ص) أي السطور. كما اننا فى حساب معامل الارتباط نحتاج لخطى انحدار (او معادلتى انحدار) للتنبوء بقيم (س) من (ص) من ناحية ،وبقيم (ص) من(س) من ناحية اخرى ،فاننا بالمثل نحتاج فى حساب نسبتى الارتباط الى نسبة لانحدار (ص) على (س) واخرى لانحدار (س) على (ص)،واللتين تتحددان بالمعادلتين الاتيين :

$$\text{ن}\ \text{ر}_{\text{ص س}} = \frac{\text{ع}_{\bar{\text{م}}\ \text{ص}}}{\text{ع}_{\text{ص}}}$$

$$\text{ن}\ \text{ر}_{\text{س ص}} = \frac{\text{ع}_{\bar{\text{م}}\ \text{س}}}{\text{ع}_{\text{س}}}$$

حيث ان :

ن ر = نسبة الارتباط ويرمز لها بالحرف اليونانى إيتا

$\text{ع}_{\bar{\text{م}}\ \text{س}}$ ، $\text{ع}_{\bar{\text{م}}\ \text{ص}}$ = الانحراف المعيارى لمتوسط درجات المتغير (ص) او (س) فى الاعمدة او السطور عن المتوسط العام. او بعبارة اخرى الانحراف المعيارى لقيم (ص) المتنبأ بها من (س) او قيم (س) المتنبأ بها من (ص) .

$ع_س ، ع_ص$ = الانحراف المعيارى لقيم (ص) او (س) فى الاعمـــدة او السطـــور •

مثـــــال :

(عن Guilford & Fruchter, 1979) حصل احد الباحثيـــن على جدول الانتشار المزدوج الآتى لبيانات متغيرين احدهما يمثـــل العمر الزمنى للمفحوص والاخر يدل على درجة المفحوص فى الزمـــن المستغرق فى حل مشكلة لوحة الاشكال (كمقياس للذكاء)•

جدول رقم (١٢٥)

البيانات الاساسية لحساب نسبة الارتبـــاط

فئات (س) / فئات (ص)	العمـر الزمنـى (س)										$ص_ن$
	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	
٥ – ٩					١	٢	٣	٢	٤	٤	١
١٠ – ١٤				٢	٠	٤	٥	٤	٦	٥	٣
١٥ – ١٩			١	١	١٠	٨	٧	٥	٢	٠	٣
٢٠ – ٢٤			٠	٤	٦	٠	١	٠	٢	١	٣
٢٥ – ٢٩		١	٦	٧	١	٢	٣	١	٠		٨
٣٠ – ٣٤	١	٠	٥	٣	٢	١	٠	٠	١		٨
٣٥ – ٣٩	١	٥	٠	١	١	٠					١٣
٤٠ – ٤٤	١	٤	٢	٠	٠	١					٢١
٤٥ – ٤٩	٠	٢	١								١٤
٥٠ – ٥٤	٢	١									٣٤
٥٥ – ٥٩	٣										٢٦
٦٠ – ٦٤	١										١٦
$س_ن$	٩	١٣	١٥	١٨	٢١	١٨	١٩	١٢	١٥	١٠	١٥٠

الزمن المستغرق فى حل مشكلة لوحة الاشكال (ص)

ولحساب العلاقة بين هذين المتغيرين (العمر الزمنى واحد مقاييس الذكاء) يجب ان يتنبه الباحث الى طبيعة هذه العلاقة (فى ضوء نتائج البحوث السابقة او فى ضوء البيانات الحقيقية الموضحة فى الجدول السابق) والتى تؤكد ان الذكاء يتزايد نموه بسرعة كبيرة خلال الاعمار ٥ - ١٠ سنوات ثم يظهر قدرا من البطء فى التصاعد خلال الفترة من ١٠ - ٢٠ عاما ،حتى يصل الى قمته فى العشرينات من العمر تقريبا،مع توجهه بعد ذلك نحو الانحدار مع زيادة العمر نحو الاربعينات ثم معدل متزايد نحو الانحدار بعد ذلك. وهكذا فان شملت عينة البحث مختلف الاعمار من الطفولة حتى الشيخوخة فان معامل الارتباط المحسوب بطريقة بيرسون بين الذكاء والعمر الزمنى يصل الى الصفر تقريبا . الا ان حقيقة الامر انه توجد علاقة بين المتغيرين ولكنها ليست من النوع الخطى الذى يفترضها معامل الارتباط التتابعى .

فالواقع ان الباحث لو قسم جدول الانتشار المزدوج فى هذه الحالة الى قسمين يضم احدهما سنوات العمر التى يظهر فيها التحسن فى النمو ويضم القسم الاخر السنوات التى يظهر فيها التدهور،ويحسب معاملين منفصلين للارتباط فان معامل الارتباط حينئذ يمكن حسابه،وفى هذه الحالة يحصل الباحث على معامل ارتباط موجب للقسم الاول ومعامل ارتباط سالب للقسم الثانى . ويفسر ذلك الحصول على معامل ارتباط كلى بين العمر الزمنى فى مداه الكلى والذكاء مقداره صفر .

ومع ذلك فان جدول الانتشار فى المثال الحالى لا يستوعب مدى العمر وانما يقتصر على الفترة الزمنية بين ٥ سنوات ،١٤ سنة فى علاقته باختبار لوحة الاشكال (باعتباره من مقاييس الذكاء)،ويجب ان ننبه هنا الى ان الدرجة فى هذا الاختبار تدل على الزمن المستغرق فى حل مشكلة لوحة الاشكال ويعنى ذلك ان الدرجة العالية تشير الى اداء متخلف (زمن اطول فى حل المشكلة) ،والدرجة المنخفضة تشير الى اداء متفوق (زمن اقصر فى حل المشكلة) . ولذلك يلاحظ نقص الدرجات مع التقدم فى العمر .

والفاحص للجدول السابق يلاحظ ان العلاقة بين متغيرى العمر الزمنى والزمن المستغرق فى حل احدى مشكلات الذكاء تهبط بسرعة خلال السنوات الثلاث الاولى ثم تستقر بعد ذلك مع تغيرات طفيفة من عام لاخر . واذا حسبنا متوسطات اعمدة الجدول السابق واوصلنا النقاط الدالة عليها نحصل على انحدار درجة زمن الاختبار على العمر الزمنى. اما اذا حسبنا متوسطات السطور فى نفس الجدول واوصلنا ايضا النقاط الدالة عليها نحصل على انحدار العمر الزمنى على زمن الاختبار .

وكما سبق ان اشرنا فاننا كما نحتاج فى معامل الارتباط التتابعى (وتقريبياته) الى خطى انحدار للعلاقة الخطية بين المتغيرين ، فاننا هنا فى حاجة ايضا الى منحنيى انحدار، ومعنى ذلك اننا فى حاجة الى نسبتى ارتباط او معاملين لإيتا لكل انحدار من الانحدارين اللذين ذكرناهما . وبالطبع فان معاملى الارتباط (فى العلاقة الخطية) يتطابقان حيث $ر_{س ص} = ر_{ص س}$ ، الا ان نسبتى الانحدار فى العلاقة غير الخطية قد لا تتطابقان بسبب اختلافهما فى كثير من الاحيان فى الشكل والميل .

كيف نحسب نسبة الارتباط ؟

أشرنا الى اننا نحتاج فى حالة العلاقة المنحنية الى حساب نسبتى ارتباط ، بينما فى العلاقة الخطية نحتاج الى حساب معامل ارتباط واحد . ولتوضيح طريقة حساب نسبة ارتباط لانحدار درجات زمن اختبار لوحة الاشكال (كاختبار للذكاء) او المتغير ص على العمر الزمنى (المتغير س) لابد من اعداد الجدول الآتى رقم ١٢٦ والمشتق من الجدول السابق ،وفيه نجد قيم المتغير (س) وتكرارات هذه القيم (ك) ، ثم متوسط اعمدة هذا المتغير بالنسبة للمتغير (ص) أى ($\bar{م}_{ص}$).والافتراض الاساسى هنا ان افضل منبىء بقيمة (ص) فى اى عمود هو متوسط قيم (ص) فى هذا العمود . واعتمادا على هذه المتوسطات يتم الحصول على بسط معادلة نسبة الانحدار ($ع_{م ص}$) كما هو موضح بالجدول رقم (١٢٦) .

جدول رقم (١٢٦)
خطوات حساب نسبة الارتباط لانحدار المتغير (ص) اى
زمن الاداء فى اختبار للذكاء على المتغير (س) اى
العمر الزمنى

العمر الزمنى س (١)	ك (٢)	متوسط اعمدة ص م̄ ص (٣)	م̄ص − مص (٤)	(م̄ص − مص)٢ (٥)	ك (م̄ص − مص)٢ (٦)
٥	٩	٤٩ر٨	+ ٢٦ر٨	٧١٨ر٢٤	٦٤٦٤ر١٥
٦	١٣	٤٠ر٥	+ ١٧ر٥	٣٠٦ر٢٥	٣٩١٨ر٢٥
٧	١٥	٣١ر٣	+ ٨ر٣	٦٨ر٨٩	١٠٣٣ر٣٥
٨	١٨	٢٥ر١	+ ٢ر١	٤ر٤١	٧٩ر٣٨
٩	٢١	٢٠ر٨	− ٢ر٢	٤ر٨٤	١٠١ر٦٤
١٠	١٨	١٨ر١	− ٤ر٩	٢٤ر٠١	٤٣٢ر١٨
١١	١٩	١٦ر٠	− ٧ر٠	٤٩ر٠٠	٩١٣ر٠٠
١٢	١٢	١٤ر٥	− ٨ر٥	٧٢ر٢٥	٨٦٧ر٠٠
١٣	١٥	١٤ر٠	− ٩ر٠	٨١ر٠٠	١٢١٥ر٠٠
١٤	١٠	١١ر٠	− ١٢ر٠	١٤٤ر٠٠	١٤٤٠ر٠٠

ن = ١٥٠ مج ك (م̄ص − مص)٢ = ١٦٥٤٤ر٩٦

ع٢ م̄ص = ١١١ر٠٤٠

ع م̄ص = ١٠ر٥٤

وتتلخص هذه الخطوات :

(١) حساب متوسط اعمدة (ص) بالنسبة لقيم (س) وقد تضمنها العمود رقم (٣) ويرمز لها بالرمز م̄ص .

(٢) حساب انحراف متوسطات الاعمدة ($\bar{م}_{ص}$) من المتوسط الكلى للمتغير (ص) اى $م_{ص}$. وقد حسبت هذه القيم الانحرافية فى العمود رقم (٤) على اساس ان متوسط ص ($م_{ص}$ = ٢٣٫٠٠) وبالطبع اذا كانت هذه القيم الانحرافية مقدارها صفر فى جميع الحالات اى تتساوى متوسطات الاعمدة للمتغير مع المتوسط الكلى لهذا المتغير فان العلاقة حينئذ تكون صفرية ، ولا يمكن التنبوء بقيم (ص) من معرفتنا بقيم (س) .

(٣) يتضمن العمود (٥) مربعات القيم الانحرافية فى العمود (٤) .

(٤) الحصول على متوسطات هذه المربعات تم ضرب كل مربع فى العمود (٥) فى التكرارات المناظرة له (اى ك) فى العمود (٢) . وحصلنا على هذه القيم فى العمود رقم (٦) . ثم حصلنا على مجموع هذه المربعات اى مج ك $(\bar{م}_{ص} - م_{ص})^{2}$.

(٥) بقسمة هذا المجموع على (ن ـ ١) نحصل تباين هذه القيم الانحرافية او مربع انحرافها المعيارى ($ع^{2}_{\bar{م}ص}$) على النحو الاتى :

$$ع^{2}_{\bar{م}ص} = \frac{١٦٥٤٤٫٩٦}{(١٥٠ - ١)} = ١١١٫٠٤٠$$

(٦) بالحصول على الجذر التربيعى لهذا المقدار اى $\sqrt{١١١٫٠٤٠}$ نحصل على الانحراف المعيارى لمتوسطات اعمدة المتغير (ص) ويساوى فى هذه الحالة ١٠٫٥٤ وهو بسط معادلة نسبة الارتباط (اى $ع_{\bar{م}ص}$) .

(٧) يحسب الانحراف المعيارى الكلى للمتغير (ص) اى $ع_{ص}$ وهو فى مثالنا = ١٢٫٥٨ .

(٨) تحسب نسبة الارتباط بتطبيق المعادلة السابقة الدالة على نسبة ارتباط المتغير ص مع س (او انحدار ص على س) .

$$ن_{ص س} = \frac{ع_{\bar{م}ص}}{ع_{ص}} = \frac{١٠٫٥٤}{١٢٫٥٨} = ٠٫٨٣٨$$

وبنفس الطريقة السابقة يمكن حساب نسبة ارتباط س مع ص .

تدريب :

من بيانات الجدول السابق احسب نسبة ارتباط س مع ص .



الفصل الثانى والعشرون

الاحصاء الاستدلالى للبيانات الاسمية

يتناول هذا الفصل بعض جوانب الاحصاء الاستدلالى للبيانات الاسمية . ومرة اخرى نؤكد ان الطرق الاحصائية الموضحة فى هذا الفصل تصلح لانواع البيانات الاعلى من ذلك فى المستوى الهرمى مثل بيانات الرتبة وبيانات المسافة والنسبة .

الخطأ المعيارى للنسبة :

يتحدد الخطأ المعيارى للنسبة بالمعادلة الاتية :

$$ع_أ = \sqrt{\frac{أ \times ب}{ن}}$$

حيث ان :

ع أ = الخطأ المعيارى للنسبة فى الوجهة (أ) فى مقابل الوجهة الاخرى (ب) ،

أ = وقد يكون (أ) عدد الذكور، او عدد الاجابات الصحيحة فى السؤال ، او عدد الناجحين فى الامتحان ... الخ ، اما (ب) فتدل على الوجهة الاخرى لكل حالة .

ن = عدد الافراد او مجموع التكرارات .

مثال :

أجاب ٦٠ طالبا من ١٠٠ طالب اجابة صحيحة على سؤال فى احد الاختبارات ، فما هو الخطأ المعيارى لنسبة الناجحين فى السؤال ؟

من المثال السابق يتضح ان (أ) اى نسبة الناجحين = ٦٠ ر و (ب) اى نسبة الفاشلين = ٤٠ ر وحينئذ يمكن حساب الخطأ المعيارى لنسبة الناجحين بالمعادلة السابقة كما يلى :

$$\text{ع}_{\text{أ}} = \sqrt{\frac{\text{٦ر} \times \text{٤ر}}{\text{١٠٠}}} = \sqrt{\frac{\text{٢٤ر}}{\text{١٠٠}}} = \text{٠٤٢ ر}$$

ويفسر ويستخدم الخطأ المعيارى للنسبة على نفس النحو الذى اشرنا اليه عند حديثنا عن المتوسط والوسيط على النحو الاتى :

$$\text{أ} + \text{ع}_{\text{أ}} = \text{٦ر} + \text{٠٤٢ر} = \text{٦٤٢ ر}$$

$$\text{أ} - \text{ع}_{\text{أ}} = \text{٦ر} - \text{٠٤٢ر} = \text{٥٥٨ ر}$$

دلالة معامل ارتباط فاى :

يمكن اختبار الفرض الصفرى لمعامل ارتباط فاى (اى ان معامل الارتباط صفر) بالاعتماد على فكرة العلاقة بين هذا المعامل واختبار كا^{2} الذى سنوضحه بعد قليل ، فان كانت كا^{2} للجدول الرباعى الذى يحسب منه معامل الارتباط دالة فان معامل الارتباط المحسوب يكون حينئذ دالا .

الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط الرباعى :

لاختبار الفرض الصفرى لمعامل الارتباط الرباعى باستخدام بيانات الجدول الرباعى يمكن تطبيق المعادلة الاتية :

$$\text{ع}_{\text{رع}} = \frac{\sqrt{\text{أ} \times \bar{\text{أ}} \times \text{ب} \times \bar{\text{ب}}}}{\text{ى} \times \bar{\text{ى}} \times \sqrt{\text{ن}}}$$

حيــــث أن :

أ = النسبة فى الوجهة (أ) فى المتغيــر س
أَ = النسبة فى الوجهة (أ) فى المتغيــر ص
ب = النسبة فى الوجهة (ب) فى المتغيــر س
بَ = النسبة فى الوجهة (ب) فى المتغيــر ص
ى = الارتفاع الاعتدالى المقابل للنسبــة (أ)
ى = الارتفاع الاعتدالى المقابل للنسبــة (أ)
ن = عدد الافراد او مجموع التكــرارات

مثــــال :

احسب الخطأ المعيارى لمعامل ارتباط رباعى مقداره (٣٣٨ر) حسب من جدول رباعى بياناته كما يلى (عن جيلفورد) .

		الاجابة على الســـؤال الاول			
		لا	نعم	المجموع	النسب
الاجابة على السؤال الثانى	نعم	١٦٧	٣٧٤	٥٤١	٥٨٢ر (أ)
	لا	٢٠٣	١٨٦	٣٨٩	٤١٨ر (ب)
	المجموع	٣٧٠	٥٦٠	٩٣٠	١ر٠٠٠
	النسب	٣٩٨ر (بَ)	٦٠٢ر (أَ)	١ر٠٠٠	

وبتطبيق المعادلة السابقة فإن الخطأ المعيارى لمعامـــــل الارتباط الرباعى هـــو :

$$ع_{رع} = \frac{\sqrt{٥٨٢ر \times ٦٠٢ر \times ٤١٨ر \times ٣٩٨ر}}{\sqrt{٩٣٠ \times ٣٨٥٨ر \times ٣٩٠٥ر}}$$

$$= ٠٥٣ر$$

وحيث ان معامل الارتباط المحسوب (٣٣٨ر) اكبر من ٦ر٢ ضعفاً لهذا الخطأ المعيارى فاننا نستطيع حينئذ رفض الفرض الصفرى عنـــد مستوى الدلالة المقابل لهذه الدرجة المعيارية (اى مستوى ٠١ر) بمعنى ذلك ان الباحث يرفض الفرض القائل بان الخاصيتين اللتين يقيسهمـا السؤالان موضع البحث ليسا مرتبطيـــن او ليس بينهما علاقة فى الاصـل الاحصائى ، ويقبل الفرض البديل ان هناك علاقة بين السؤالين دالـــة عند مستوى ٠١ر٠

دلالـة معامل الارتباط الجيمـــى :

على الرغم من انه لا توجد طريقة لتقدير الخطأ المعيـــارى لمعامل الارتباط الجيمى الا ان Lienert فى عام ١٩٧٢ اقتـــرح طريقة لاختبار الفرض الصفرى باستخدام النسبة الحرجة كدرجة معيارية باستخدام المعادلة الآتية اعتمادا على بيانات الجدول الرباعى ٠

$$د = \frac{(أ + د) - (مر \times ن)}{مر \sqrt{ن}}$$

حيث يدل الرمز أ ، د على الافراد فى الخانتين أ ، د فـــى الجدول الرباعى ويمكن اختصار المعادلة السابقة لتصبح كما يلى :

$$د = ر_{ج} \sqrt{ن}$$

وعلى ذلك لو حصل الباحث على معامل ارتباط جيمى مقداره (١٣١ر) من عينة مقدارها (٤١٢ مفحوصا)، تحسب النسبة الحرجة لتصبح ٦٦ر٢ وهى دالة عند مستوى ٠١ر٠

دلالة نسبة الارتباط :

يختبر الفرض الصفرى لنسبة الارتباط باستخدام معادلة الخطأ المعيارى لهذه النسبة على النحو الاتى :

$$ع_{ن_ر} = \frac{١}{\sqrt{ن - ١}}$$

كما يمكن الاعتماد على النسبة الفائية فى تحديد الدلالة كما نبين فيما يلى :

العلاقة بين نسبة الارتباط وتحليل التباين :

يمكن النظر الى الجدول رقم (١٢٢) فى الفصل السابق على انه ينتمى الى تحليل التباين البسيط (اى ذى البعد الواحد) حيث تدل الاعمدة على بيانات ناتجة من تصنيف ذى بعد واحد لمتغير كمى هو العمر الزمنى حيث عدد المجموعات فى هذه الحالة هو عدد الاعمدة ومن هذا الجدول يعتبر مجموعات المربعات ٩٦ر١٦٥٤٤ مجموع المربعات بين المجموعات (مج $ص_ب^٢$) • ويمكن الحصول على المجموع الكلى للمربعات بالمعادلة الاتية :

$$مج\ ص_ك^٢ = (ن - ١) \times ع_ص^٢$$

$$= ١٤٩ \times (١٢٫٥٨)^٢ = ٢٠ر٢٣٥٨٠$$

كما يمكن الحصول على مجموع المربعات داخل المجموعات او الاعمدة اى (مج $ص_د^٢$) بالمعادلة الآتية :

مج ص$_{ل}^{٢}$ = مج ص$_{ن}^{٢}$ – مج ص$_{ب}^{٢}$

= ٢٣٥٨٠٫٢٠ – ١٦٥٤٤٫٩٦

= ٧٠٣٥٫٢٤

ويقدر عدد درجات الحرية على النحو الاتى :

(١) عدد درجات الحرية بين المجموعات او الاعمدة = عدد المجموعات – ١

= ك – ١ = ١٠ – ١ = ٩

(٢) عدد درجات الحرية داخل المجموعات او الاعمدة = عدد الافراد ن – ك

= ١٥٠ – ١٠ = ١٤٠

ويلخص الجدول (١٢٧) نتائج تحليل التباين فى هذه الحالة .

جدول رقم (١٢٧)

تحليل التباين لبيانات نسبة الارتباط

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين اعمدة المتغير (س)	١٦٥٤٤٫٩٦	٩	١٨٣٨٫٣٣	٣٦٫٦**
داخل اعمدة المتغير (س)	٧٠٣٥٫٢٤	١٤٠	٥٠٫٢٥	
المجموع الكلى	٢٣٥٨٠٫٢٠	١٤٩		

وتحسب النسبة الفائية (ف) بالمعادلة المعتادة

$$ف = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات او الاعمدة}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات او الاعمدة}}$$

$$= \frac{١٨٣٨٫٣٣}{٥٠٫٢٥} = ٣٦٫٦$$

وهى دالة عند مستوى ٠١ر

ويمكن حساب الخطأ المعيارى للتقدير فى حالة الانحدار غير الخطى باستخدام مجموع المربعات داخل المجموعات فى الجدول السابق وذلك بتطبيق المعادلة الاتية :

$$\text{ع}_{\text{س ص}} = \sqrt{\frac{\text{مج ح}_{\text{د}}^{٢}}{\text{ن} - ٢}}$$

وبالتعويض عن ذلك من قيم الجدول السابق فان :

$$\text{ع}_{\text{س ص}} = \sqrt{\frac{\text{٧٠٣٥ر٢٤}}{١٥٠ - ٢}} = \text{٦ر٧٥}$$

ويخبرنا الخطأ المعيارى للتقدير بمدى تشتت القيم التى نحصل عليها للمتغير موضع الاعتبار وهو فى (مثالنا ص) حول القيم المتنبأ بها (صَ) ، ويستخدم بنفس الطريقة التى استخدم بها مع المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط وغيرها من المقاييس الاحصائية الاخرى .

اختبار مدى خطية الانحدار :

قد يحتاج الباحث الى اختبار مدى خطية الانحدار بالاعتماد على الطرق الاحصائية للحكم على ما اذا كانت العلاقة مستقيمة او منحنية . ويتوافر فى الوقت الحاضر عدة طرق لتحقيق هذه الغاية الا اكثرها شيوعا استخدام النسبة الفائية (اختبار ف) اعتمادا على اسلوب تحليل التباين .الا ان حساب (ف) فى هذه الحالة بسيط،ولايتطلب اكثر من معرفة كل معامل ارتباط بيرسون ونسبة الارتباط لنفس البيانات وكذلك درجات الحرية ، وحينئذ تصبح معادلة (ف) كمايلى :

$$\text{ف} = \frac{(\text{ن}_{\text{ر}}^{٢} - \text{ر}^{٢})\,(\text{ن} - \text{ك})}{(١ - \text{ن}_{\text{ر}}^{٢})\,(\text{ك} - ٢)}$$

حيث يدل الرمز (ك) على عدد السطور (او الاعمدة) .

مثـــال :

احسب (ف) لاختبار خطية العلاقة لبيانات الجدول رقم (١٢٢) فى الفصل السابق حيث نسبة الارتباط = ٨٣٨ر (معامل ارتباط بيرسون = ٧٦٣ر٠

وعدد الاعمدة = ١٠ وعدد الافراد = ١٥٠

$$ف = \frac{(٧٠٢٢ر - ٥٨٢ر)\ (١٥٠ - ١٠)}{(١ - ٧٠٢٢)\ (١٠ - ٢)}$$

$$= ٧ر٠٦$$

وللحكم على دلالة (ف) فى هذه الحالة فان درجة الحرية للبسط = (ك – ٢) وللمقام = (ن – ك) ، وبالكشف عن قيمتها نجدهـا دالة عند مستوى ٠١ر٠ ومعنى ذلك ان الفرق بين نسبة الارتباط ومعامل الارتباط التتابعى لبيرسون دال ويدل على ان العلاقة منحنية .

دلالة الفروق بين البيانات الاسمية

أولا – دلالة الفروق بين التكرارات (اختبار كا٢)

أهمية اختبار كا٢ :

اختبار كا٢ Chi Square من أهم الطرق الاحصائية للحكم على صحة او زيف الفرض الصفرى بالنسبة للفروق بين التكرارات (باعتبارها تنتمى الى البيانات الاسمية) فى مقابل الفروق بين القيم او الدرجات او القياسات التى تناولناها فيما سبق (اى البيانات الرتبية او بيانات المسافة والنسبة) والتى تركز على التوزيع الاعتدالى لكل من (ت) و (ف) . ويعود الفضل فى ابتكاره الى كارل بيرسون .

والواقع ان توزيع (كا^{2}) له اهمية نظرية وعملية لا تقل عن اهمية توزيع اختبار (ت) او النسبة الفائية (ف) فى تحليل التباين كنموذج احصائى نظرى ، الا ان تركيز اختبار (كا^{2}) يكون على المشكلات البحثية التى يهدف فيها الباحث الى الوصول الى استدلال مباشر حول ما اذا كان توزيعان تكراريان او اكثر متطابقين لاختبار الفرض الصفرى حول ذلك . وينشأ السؤال هنا حين تكون متغيرات البحث من النوع الاسمى (ومنها المتغيرات الكمية ذات الطبيعة المنفصلة) بحيث يستحيل على الباحث استخدام الطرق المعتادة للاستدلال الاحصائى والتى تعتمد على المتوسطات والتباينات. اننا حينئذ نكون فى حاجة الى طريقة احصائية لدراسة الاستقلال او الارتباط بين بيانات مصنفة الى فئات منفصلة .

وقد ينشأ السؤال ايضا حين يسعى الباحث لمعرفة ما اذا كان توزيع متغير عشوائى فى الاصل الاحصائى يتسم بخاصية معينة كأن يكون اعتداليا مثلا .

وهكذا يكون تركيز اختبار (كا^{2}) على معاونة الباحث على الوصول الى استدلال احصائى حول توزيع الاصل الاحصائى فى ضوء توزيع امبريقى حصل عليه هذا الباحث من بيانات عينات معينة .

طبيعة اختبار كا^{2} :

يعتمد اختبار كا^{2} على افتراض اساسى هو ان افضل دليل حول توزيع الاصل الاحصائى المصنف الى فئات ذات طبيعة اسمية هو توزيع العينات مصنفا الى نفس الفئات وبنفس الطريقة . وحينئذ يهتم الباحث بالتفاوت بين توزيع العينة (والذى يسمى التوزيع الملاحظ) والذى يرمز له فى الانجليزية بالحرف O وسوف نرمز له فى العربية بالحرف كـ) وتوزيع الاصل الاحصائى (والذى يسمى التوزيع المتوقع او التكاى والذى يرمز له فى الانجليزية بالحرف E وسوف نرمز له فى العربية بالحرف كَ) .

ويدل التفاوت بين نوعى التوزيع (ك ، كَ) على مدى " جودة " النظرية الاحصائية " فى ضوء " الدليل الامبريقى " ومن هنا شاعت تسمية اختبار كا٢ بانه مقياس حسن المطابقة goodness of fit.

الا ان هذه الفكرة التى تعتمد على المقارنة بين توزيع عينة واحدة وتوزيع اصل احصائى واحد يمكن ان يتسع نطاقها الى المقارنات المتعددة المتآنية (اى فى وقت واحد) بين توزيعات عديدة منفصلة .وحينئذ يستخدم اختبار (كا٢) كدليل على الترابط او الاقتران بين متغيرين اسميين • وفى هذه الحالة يستخدم (كا٢) لاختبار الاستقلال بين المتغيرات والذى يعد فى هذه الحالة مقارنة بين توزيعات لعينات مختلفة •

ويمكن ان يمتد اختبار كا٢ الى مشكلات قياس قوة الترابط او الاقتران بين متغيرين اسميين من بيانات العينة ،وفى هذا الصدد يمكن القول ان جميع معاملات الارتباط من البيانات الاسمية التى تناولناها فى الفصل السابق تنتمى الى فئة اختبار كا٢ كما سنبين فيما بعد •

وفى جميع الاحوال يعتمد كا٢ على المقارنة بين مجموعة من التكرارات الملاحظة (كل) والتكرار النظرى او المتوقع (كم) .والتكرار الملاحظ او التجريبى او تكرار العينة هو التكرار الذى يحصل عليه الباحث باستخدام منهج البحث الملائم سواء عن طريق الملاحظة او التجريب ، فهو التكرار الامبريقى • اما التكرار النظرى فيتم اعداده على اساس فرض معين او تأمل نظرى مستقل عن البيانات التى حصل عليها الباحث • ويصبح السؤال هو هل يوجد فرق دال بين نوعى التكرار ، وفى هذه الحالة يكون الفرض الصفرى ـ كما قلنا ـ هو عدم وجود فروق بين التكرارين الملاحظ والمتوقع ،فاذا اختلف التكرار الملاحظ اختلافا بينا عن التكرار النظرى او المتوقع فان ذلك يؤدى الى رفض الفرض الصفرى او النظرية التى استند اليها التكرار النظرى او المتوقع • ويسمى التكرار النظرى بالمتوقع لانه التكرار الذى يتوقع الباحث الحصول عليه اذا كانت النظرية موضع الاختبار صحيحة •

ويذكر (Ferguson,1976) أن افضل ما يمثل ذلك هو رمى قطعة النقود او زهرة الطاولة • ويعود بنا ذلك مرة اخرى الى مفهوم المصادفة • ان الفرض فى هذه الحالة هو عشوائية الرمية. لنفرض اننا رمينا قطعة النقود ١٠٠ مرة ووجدنا أنها سقطت على الوجه (أ) ٤٥ مرة وعلى الوجه (ب) ٥٥ مرة • هذا هو التكرار الملاحظ • إلا أنه التكرار النظرى المتوقع من نظرية المصادفة هو تساوى عدد مرات السقوط على الوجهيين (أ)،(ب)، اى ان التكرار النظرى للوجه (أ) هو ٥٠ وللوجه (ب) ٥٠ ايضا • والسؤال حينئذ هو كيف يمكن المقارنة بين هذين التكرارين للحكم على قبول او رفض الفرض الصفرى بأن الرميات عشوائية وانها غير متحيزة؟ ان الاختبار الاحصائى الذى يستخدم للاجابة على هذا السؤال هو كا٢ .

ويمكن توسيع نطاق هذه الفكرة الى اى سياق يتطلب المقارنة بين تكرارين احدهما تجريبى والاخر نظرى • ويستند بناء التكرار النظرى على اطار نظرى محدد، قد يكون مفهوم المصادفة كما اشرنا. وقد يكون نتيجة سابقة اكدت خاصية معينة فى التوزيع.وفى جميع الحالات تتم المقارنة بين التكرار الملاحظ والتكرار المتوقع باستخدام كا٢.

استخدام كا٢ فى قياس حسن المطابقة :

مثال (١) :

يوضح الجدول التالى عدد الذين اجابوا (بنعم) و(لا) من الرجال والنساء على عبارة من احد الاستفتاءات ، ويرغب الباحث فى معرفة ما اذا كانت توجد فروق بين استجابات المفحوصين تدل على تحيز هذه الاستجابات بتفضيل احد البديلين (نعم) او (لا) وتؤدى الى رفض الفرض الصفرى بتساوى تكرار الاستجابات لكل من البديلين.

		الاستجابة للعبارة		المجموع
		نعم	لا	
جنس المفحوصين	رجال	٤٠	١٠	٥٠
	نساء	٢٠	٣٠	٥٠
المجموع		٦٠	٤٠	١٠٠

ولاختبار الفرض الصفري في هذه الحالة نقوم باعداد التكرار النظري او المتوقع في كل خانة من خانات الجدول على اساس هذا الفرض وذلك بضرب مجموع السطر x مجموع العمود وقسمة هذا الحاصل على المجموع الكلي وبوضع الناتج في الخانة الملائمة على النحو الاتي :

	نعم	لا	المجموع
رجال	$\frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٣٠$	$\frac{٥٠ \times ٤٠}{١٠٠} = ٢٠$	٥٠
نساء	$\frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠} = ٣٠$	$\frac{٥٠ \times ٤٠}{١٠٠} = ٢٠$	٥٠
المجموع	٦٠	٤٠	١٠٠

ومن هذين الجدولين يمكن ان نصنع جدولا ثالثا يتضمن التكرارات التجريبية والمتوقعة والفرق بينهما كما يلي :

	نعم	لا	المجموع
رجال	٤٠ ـ ٣٠=١٠	١٠ ـ ٢٠ = ـ١٠	صفر
نساء	٢٠ ـ ٣٠=ـ١٠	٣٠ ٢٠ = ١٠	صفر
المجموع	صفر	صفر	صفر

ويوضح الجدول (١٢٨) التكرارين التجريبي والمتوقع والفرق بينهما . ويتطلب حساب كا٢ الحصول على مربعات هذه الفروق ثم قسمة هذه المربعات على التكرار النظرى .

جدول رقم (١٢٨)
خطوات حساب كا٢ للمثال (١)

التكرار التجريبى ك	التكرار المتوقع كَ	الفرق بين التكرارين (ك ـ كَ)	(ك ـ كَ)٢	(ك ـ كَ)٢ / كَ
٤٠	٣٠	١٠	١٠٠	٣ر٣٣
٢٠	٣٠	ـ ١٠	١٠٠	٣ر٣٣
١٠	٢٠	ـ ١٠	١٠٠	٥ر٠٠
٣٠	٢٠	١٠	١٠٠	٥ر٠٠
المجموع ١٠٠	١٠٠			١٦ر٦٦ =كا٢

ويعتبر مج $\frac{(ك - كَ)^2}{كَ}$ هو كا٢

وتحسب درجات الحرية فى هذه الحالة كما يلى :

(عدد الاعمدة ـ ١) (عدد السطور ـ ١)

وفى مثالنا تصبح درجات الحرية = (٢ - ١) (٢ - ١) = ١

وبالكشف فى جدول قيم كا٢ المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة عند درجة الحرية (١) فى هذا المثال نجد ان المقدار ١٦ر٦٦ دال عند مستوى ٠١ر٠

مثـــال (٢) :

نفرض ان الجدول التالى يبين عدد الافراد الذين اجابوا على كل فئة من فئات الاستجابة فى احد مقاييس الاستفتاءات التى تقيس الاتجاهات الاجتماعية بطريقة ليكرت •

	موافق جدا	موافق	محايد	معارض	معارض جدا	المجموع
التكـــرار التجريبـــى	٣٣	٤٧	٢٣	٢٨	١٩	١٥٠

والباحث يرغب فى الحكم على ما اذا كانت الفروق بيـــن تكرارات الذين وافقوا والذين عارضوا دالة • اى بناء على الفرق الصفرى فى هذه الحالة ينشىء جدولا تكراريا جديدا كما يلى حيث تتساوى فيه تكرارات الفئات الخمسة من الاستجابة •

	موافق جدا	موافق	محايد	معارض	معارض جدا	المجموع
التكـــرار المتوقـــع	٣٠	٣٠	٣٠	٣٠	٣٠	١٥٠

وباستخدام نفس الطريقة السابقة نصنع الجدول (١٢٩)

جدول رقـم (١٢٩)
حساب كا٢ للمثـال (٢)

ك	ك̄	(ك ـ ك̄)	(ك ـ ك̄)٢	(ك ـ ك̄)٢ / ك̄
٣٣	٣٠	٣	٩	٣٠ر
٤٧	٣٠	١٧	٢٨٩	٩٫٦٣
٢٣	٣٠	ـ ٧	٤٩	١٫٦٣
٢٨	٣٠	ـ ٢	٤	١٣ر
١٩	٣٠	ـ ١١	١٢١	٤٫٠٣
١٥٠				١٥٫٧٢=كا٢

وللحكم على دلالة كا٢ تحسب درجات الحرية فى هذه الحالـة بطريقة تختلف عن الطريقة التى استخدمت فى المثال السابق. ففـى الجدول ذى البعد الواحد تحسب كما يلى :

درجات الحرية = (عدد الخانات ـ ١) = ٥ ـ ١ = ٤

مثال (٣) :

نفرض ان احد الباحثين يجرى دراسة على المستوياتالتعليمية للرجال المصريين فى مدينة القاهرة ، فاختيرت عينة تمثل جميـع المصريين الاسوياء من الذكور الذين يعيشون فى مدينة القاهرة فـى سن ٢٥ سنه وقت البحث ، وصنف المفحوصون بحيث يوضع كل مفحوص فـى احدى الفئات الآتية على اساس اقصى تعليم اكاديمى تلقاه :

(أ) تعليم فوق الجامعى (دراسات عليا).
(ب) تعليم جامعى (ليسانس او بكالوريوس) .
(ج) تعليم متوسط (ثانوى وما يعادله).

(د) تعليم اساســـى .
(هـ) يعرف القراءة والكتابــة .
(و) امى (لا يعرف القراءة والكتابة) .

ولنفرض انه تتوافر لهذا الباحث بيانات سابقة عن توزيــع المستويات التعليمية للذكور بمدينة القاهرة منذ عشر ســنوات وكانت نسب التوزيع للفئات الست السابقة للذكور فى سن ٢٥ سنــة كما يلـــى :

الفئـــة	أ	ب	ج	د	هـ	و
التكرارالنسبى	٠٣ر	١٧ر	١٣ر	٣٢ر	١٧ر	١٨ر

ويصبح السؤال حينئذ هل يتطابق التوزيع الملاحظ اوالتجريبى الراهن مع التوزيع الذى تم الحصول عليه منذ عشر سنوات (وهـــو هنا يعد توزيعا نظريا أو متوقعا)؟ لنفرض ان الباحث حصل علـــى التكرار الملاحظ التالى (ن = ٢٠٠) ، إنهحينئذ يقارنه بالتكـــرار النظرى (الذى اجرى منذ عشر سنوات) والذى يعده باستخـــدام التكرارات النسبية السابقة للعينة الراهنة (ن = ٢٠٠)،ويطبـــق خطوات حساب كا٢ التى سبق ان شرحناها .

الفئـــة	أ	ب	ج	د	هـ	و	المجموع
التكرارالملاحـظ	٢	٢٤	١٦	٨٣	٤٠	٣٥	٢٠٠
التكرارالمتوقع	٦	٣٤	٢٦	٦٤	٣٤	٣٦	٢٠٠

والمطلوب منك اكمال الخطوات المطلوبة وحساب كا٢ (الجـواب كا٢ = ١٨ر٣٠) . وتحسب الدلالة باستخدام درجات حرية فى هذه الحالة = (عدد الخانات ـ ١) .

مثـــال (٤) :

لعل من اهم استخدامات مقياس كا^{٢} لحسن المطابقة استخدامه فى اختبار اعتدالية التوزيع ، وبالطبع لابد ان تتوافر للباحث الشروط الواجبة لتوافر الاعتدالية والتي تناولناها بالتفصيل فى الفصل العاشر ،ولعل اهمها شرط المصادفة .

ولاجراء مثل هذا الاختبار يسير الباحث فى الخطوات الاتية :

(١) تحويل فئات الدرجات الى فئات من درجات معيارية .
(٢) حساب التكرار المتوقع او النظرى على اساس تساوى التكرارات فى كل فئـــة .
(٣) حساب الفرق بين التكرار النظرى والتكرار الملاحظ او التجريبى .
(٤) السير فى خطوات حساب كا^{٢} كما فعلنا من قبل .

ويوضح ذلك المثال الموضح فى الجدول (١٣٠) والذى يتضمن التوزيع التكرارى لدرجات ذكاء ٤٠٠ طفل فى المدرسة الابتدائية .

جدول رقم (١٣٠)
حساب كا^{٢} لاختبار الاعتدالية باستخدام الدرجات المعيارية

فئات الدرجات محولة الى درجات معيارية (ذ)	ل الاحتمالات التقريبية	ك التكرار النظرى (ن = ٤٠٠)	ك̄ التكرار التجريبى او الملاحظ (ن = ٤٠٠)
١٥ر١ وما فوقها	١/٨	٥٠	١٤
٦٨ر – اقل من ١٥ر١	١/٨	٥٠	١٧
٣٢ر – اقل من ٦٨ر	١/٨	٥٠	٧٦
٠٠ر – اقل من ٣٢ر	١/٨	٥٠	١٠٥
-٣٢ر – اقل من ٠٠ر	١/٨	٥٠	٧١
- ٦٨ر – اقل من - ٣٢ر	١/٨	٥٠	٧٦
- ١٥ر١ – اقل من - ٦٨ر	١/٨	٥٠	٣١
اقل من - ١٥ر١	١/٨	٥٠	١٠
المجموع		٤٠٠	٤٠٠

ولحساب كا^{٢} كمقياس لحسن المطابقة مع التوزيع الاعتدالي كما يتحدد في ضوء الاحتمالات التقريبية (ل) نحسب مربعات الفروق بين التكرارين النظري والملاحظ ثم نقسم هذه المربعات على التكرار النظري كما فعلنا فيما سبق لنحصل على القيم الاتية :

$$\text{كا}^{٢} = \frac{(١٤ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(١٧ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(٧٦ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(١٠٥ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(٧١ - ٥٠)^{٢}}{٥٠}$$

$$+ \frac{(٧٦ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(٣١ - ٥٠)^{٢}}{٥٠} + \frac{(١٠ - ٥٠)^{٢}}{٥٠}$$

$$= ١٨٣ر٣$$

وللحكم على دلالة كا^{٢} في هذه الحالة تتحدد درجات الحرية على النحو الاتي :

درجات الحرية = عدد الفئات − ١ − ٢

ولعلك تلاحظ وجود قيدين اضافيين هنا هما البارامتران اللذان يجب تقديرهما في الاصل لاستخدام هذا الاختبار وهما المتوسط والانحراف المعياري ،ومعنى ذلك اننا عند قياس حسن المطابقة لاى توزيع تكراري تجريبي مع التوزيع الاعتدالي نفقد درجة حرية اضافية لكل بارامتر تم تقديره من العينة ، وما دام المطلوب (لحساب الدرجات المعيارية) تقدير كل من المتوسط والانحراف المعياري فاننا نفقد درجتي حرية بالاضافة الى الدرجة المفقودة في حالة استخدام سطر واحد او عمود واحد تحسب له كا^{٢}.

وبتطبيق معادلة درجات الحرية في هذه الحالة تصبح كمايلي :

د٠ح = ٨ − ١ − ٢ = ٥

وبالكشف عن دلالة كا^{٢} المحسوبة نجدها دالة عند مستوى ٠١ر ومن ذلك يقرر الباحث ان الفرض الصفري غير صحيح وحينئذ يستنتج ان التوزيع الحالي غير اعتدالي ٠

مثــــال (٥) :

ويمكن تقدير حسن المطابقة باستخدام كا² باستخدام الفئات الاصلية للدرجات (وليس الدرجات المعيارية كما فعلنا فى المثال السابق) • وقد اشرنا فى الفصل العاشر الى خطوات تحويل التوزيع التجريبى الى توزيع اعتدالى، وسوف نطبق هنا قواعد استخدام كا² على نفس المثال الذى استخدمناه فيما سبق (الفصل العاشر) • مع ملاحظة اننا ضممنا التكرارين للفئتين المتطرفتين للفئة السابقة والفئة اللاحقة مع تكرار اول واخر فئة تكرارية حتى تسهل المقارنة بين نوعى التكرارات المتقابلة(*) ويوضح الجدول (١٣١) ذلك •

جدول رقم (١٣١)

حساب كا² لحسن المطابقة على التوزيع الاعتدالى باستخدام فئات الدرجات الخام

فئات الدرجات	ك	ك̄	ك̄	(ك ـ ك̄)	(ك ـ ك̄)²	(ك ـ ك̄)² / ك̄
٢٠ ـ ٢٩	٠	٤ر٤٢	ـ	ـ	ـ	ـ
٣٠ ـ ٣٩	١٦	٨ر٧٥	١٣ر٢٧	٢ر٧٣	٧ر٤٥	ر٥٦
٤٠ ـ ٤٩	٢٢	١٧ر٧٠	١٧ر٧٠	٤ر٣٠	١٨ر٤٩	١ر٠٤
٥٠ ـ ٥٩	٢٧	٢٨ر٨٢	٢٨ر٨٢	-١ر٨٢	٣ر٣١	ر١١
٦٠ ـ ٦٩	٣٥	٣٨ر٧٢	٣٨ر٧٢	-٣ر٧٢	١٣ر٨٤	ر٣٦
٧٠ ـ ٧٩	٤٥	٤٤ر٢٤	٤٤ر٢٤	ر٧٦	ر٥٨	ر٠١
٨٠ ـ ٨٩	٤٢	٤٢ر٠٣	٤٢ر٠٣	-ر٠٣	ر٠٠	ر٠٠
٩٠ ـ ٩٩	٢٨	٣٣ر١٨	٣٣ر١٨	-٥ر١٨	٢٦ر٨٣	ر٨١
١٠٠ ـ ١٠٩	١٩	٢٢ر١٢	٢٢ر١٢	-٣ر١٢	٩ر٧٣	ر٤٤
١١٠ ـ ١١٩	١٤	١٢ر١٧	١٢ر١٧	١ر٨٣	٣ر٣٥	ر٢٧
١٢٠ ـ ١٢٩	١٢	٥ر٥٣	٧ر٧٤	٤ر٢٦	١٨ر١٥	٢ر٣٤
١٣٠ ـ ١٣٩	٠	٢ر٢١	ـ	ـ	ـ	ـ
المجموع	٢٦٠	٢٥٩ر٩٩		صفر		٥ر٩٤

(*) السبب الإحصائي لذلك هو أن (ك̄) لكل منهما أقل من ٥ كما سيتبين فيما بعد

وبهذا فان $كا^{2}$ = ٩٤ر٥

وللحكم على دلالة هذه القيمة تحسب درجات الحرية بالمعادلة السابقة اى درجات الحرية = عدد الفئات – ١ – ٢

= ١٠ – ٣ = ٧

وبالكشف عن دلالة $كا^{2}$ عند درجات حرية = ٧ نجدها غير دالة ومعنى ذلك قبول الفرض الصفرى اى لا توجد فروق بين التوزيع التجريبى والتوزيع النظرى ، ويستنتج الباحث من ذلك ان توزيعه التجريبى يتسم بالاعتدالية .

ومن قواعد استخدام هذه الطريقة فى اختبار الاعتدالية ان يكون التكرار المتوقع او النظرى لكل فئة كبيرا نسبيا ، ومن المتفق عليه الا يقل عن (٥) فاذا قل عن ذلك تضم الفئة ذات التكرار المغير الى الفئة التالية او السابقة لها مباشرا ليؤلفا فئة واحدة .

استخدام $كا^{2}$ فى قياس الاستقلال والارتباط :

لا يقتصر استخدام $كا^{2}$ على قياس حسن المطابقة كما اتضح من الامثلة السابقة ، ولكنه قد يمتد الى قياس استقلال المتغيرات او ارتباطها ، وخاصة حين تكون المتغيرات من النوع الاسمى بالطبع . وفى هذه الحالة يتم تصنيف البيانات فيما يسمى جدول الاتفاق Contingency table ، وهو جدول يمكن ان يتالف من اى عدد من السطور والاعمدة ، وحين يتالف من عمودين وسطرين يسمى جدول اتفاق ٢ × ٢ وهكذا . ويكون السؤال حينئذ هو هل يستقل المتغير (س) عن المتغير (ص) ام بينهما نوع من الارتباط ؟

مثـــال :

(عن Ferguson, 1976) : قام احد الباحثين بدراسة لمعرفة العلاقة بين سيطرة احدى العينين وسيطرة احدى اليدين على

عينة مؤلفة من ٤١٣ مفحوصا • وقام باختبارهم وصنفهم الى ثلاث فئات فى كل حالة وحصل على جدول اتفاق من نوع ٣ × ٣ يوضحه الجدول رقم (١٣٢) •

جدول رقم (١٣٢)

جدول اتفاق ٣ × ٣ بين سيطرة العين وسيطرة اليد

(ص) / (س)	العين اليسرى	كلتا العينين	العين اليمنى	المجموع
اليد اليسرى	٣٤	٦٢	٢٨	١٢٤
كلتا اليدين	٢٧	٢٨	٢٠	٧٥
اليد اليمنى	٥٧	١٠٥	٥٢	٢١٤
المجموع	١١٨	١٩٥	١٠٠	٤١٣

ويمكن بالطبع اختبار استقلال او ارتباط المتغيرين فى هذا المثال باستخدام كا^{٢}، الا ان السؤال هنا كيف تحسب التكرارات المتوقعة او النظرية ؟ ان هذه التكرارات يمكن الحصول عليها مباشرة من نظرية ضرب الاحتمالات على النحو الآتى :

(١) يمكن القول ان احتمال وجود اى مفحوص عشوائيا فى اى خانة من خانات متغير سيطرة اليد (س) اى فى خانات السطور هو مجموع السطر على المجموع الكلى،أى ان احتمالات خانات السطر الاول هى $\frac{١٢٤}{٤١٣}$ ،والسطر الثانى $\frac{٧٥}{٤١٣}$ والسطر الثالث $\frac{٢١٤}{٤١٣}$ • وكذلك الشأن فى الاعمدة بالنسبة لخانات متغير سيطرة العين (ص)، بقسمة مجموع العمود على المجموع الكلى اى $\frac{١١٨}{٤١٣}$ بالنسبة للعمود الاول ، $\frac{١٩٥}{٤١٣}$ بالنسبة للعمود الثانى ، $\frac{١٠٠}{٤١٣}$ بالنسبة للعمود الثالث •

(٢) باستخدام نظرية ضرب الاحتمالات اذا كان (س) مستقلا عن (ص) فان احتمال وجود اى مفحوص عشوائيا فى الخانة التى يتقابل فيها كل من س ، ص كالخانة الاولى من اليمين مثلا التى تدل على التقاء اليد اليسرى مع العين اليسرى هو حاصل ضرب الاحتمالات المنفصلة او $\frac{١٢٤}{٤١٣} \times \frac{١١٨}{٤١٣}$ = ٣٥ر٤ وهكذا بالنسبة لباقى الخانات ، اى أنه اذا كان المتغيران (س) ، (ص) مستقلين فان التكرار المتوقع فى الخانة الاولى من اليمين هو ٣٥ر٤ .

(٣) بهذه الطريقة يمكن اعداد جدول التكرارات المتوقعة او النظرية كما هو موضح فى الجدول رقم (١٣٣) .

جدول رقم (١٣٣)

التكرارات النظرية او المتوقعة لجدول توقع ٣ × ٣

ص / س	العين اليسرى	كلتا العينين	العين اليمنى	المجموع بالتقريب
اليد اليسرى	$\frac{١٢٤ \times ١١٨}{٤١٣}$ = ٣٥ر٤	$\frac{١٢٤ \times ١٩٥}{٤١٣}$ = ٥٨ر٥	$\frac{١٢٤ \times ١٠٠}{٤١٣}$ = ٣٠ر٠	١٢٤
كلتا اليدين	$\frac{٧٥ \times ١١٨}{٤١٣}$ = ٢١ر٤	$\frac{٧٥ \times ١٩٥}{٤١٣}$ = ٣٥ر٤	$\frac{٧٥ \times ١٠٠}{٤١٣}$ = ١٨ر٢	٧٥
اليد اليسرى	$\frac{٢١٤ \times ١١٨}{٤١٣}$ = ٦١ر١	$\frac{٢١٤ \times ١٩٥}{٤١٣}$ = ١٠١	$\frac{٢١٤ \times ١٠٠}{٤١٣}$ = ٥١ر٨	٢١٤
المجموع بالتقريب	١١٨	١٩٠	١٠٠	٤١٣

(٤) تعتبر التكرارات المتوقعة متناسبة مع مجاميع السطور والاعمدة ، فالقيم المتوقعة ٣٥ر٤ ، ٥٨ر٥ ، ٣٠ر٣ مثلا متناسبة مع مجاميع الاعمدة وهى ١١٨ ، ١٩٥ ، ١٠٠ على التوالى وبالمثل فان المجموع ١١٨ فى العمود الاول يتوزع فى

الخانات الثلاثة لهذا العمود على نحو يتناسب مع مجموع السطور وعلى ذلك فالقيم المتوقعة ٤ر٣٥ ، ٤ر٢١ ، ١ر٦١ فتناسب مع مجاميع السطور وهى ١٢٤ ، ٧٥ ، ٢١٤ على التوالى. ويصدق مبدأ التناسب هذا على جميع خانات جدول التوقع .

(٥) تحسب كا^{٢} بالطريقة المعتادة ويوضح الجدول (١٣٤) طريقة الحساب .

جدول رقم (١٣٤)

حساب كا^{٢} لجدول توافق ٣ x ٣

ك	ك‾	(ك ـ ك‾)	(ك ـ ك‾)^{٢}	(ك ـ ك‾)^{٢} / ك‾
٣٤	٤ر٣٥	ـ ٤ر١	٩٦ر١	٠٥٥ر
٦٢	٥ر٥٨	٥ر٣	٢٥ر١٢	٢٠٩ر
٢٨	٠ر٣٠	ـ ٠ر٢	٠٠ر٤	١٣٣ر
٢٧	٤ر٢١	٦ر٥	٣٦ر٣١	٤٦٥ر١
٢٨	٤ر٣٥	ـ ٤ر٧	٧٦ر٥٤	٥٤٧ر١
٢٠	٢ر١٨	٨ر١	٢٤ر٣	١٧٨ر
٥٧	١ر٦١	ـ ١ر٤	٨١ر١٦	٢٧٥ر
١٠٥	٠ر١٠١	٠ر٤	٠٠ر١٦	١٥٨ر
٥٢	٨ر٥١	٢ر٠	٠٤ر	٠٠١ر
المجموع ٤١٣	٨ر٤١٢	صفر		٠٢١ر٤ =كا^{٢}

(٦) تحسب دلالة كا^{٢} والتى تساوى ٠٢١ر٤ باستخدام درجات حرية مقدارها (عدد السطور ـ ١)X(عدد الاعمدة ـ ١) = (٣ ـ ١)X(٣ ـ ١) = ٤ ، وبفحص جدول كا^{٢} نجد ان قيمة كا^{٢} لتكون دالة عند مستوى ٠٥ر عند درجات حرية = ٤ يجب ان تصل الى ٤٨٨ر٩ ومعنى ذلك قبول الفرض الصفرى واستنتاج ان المتغيرين (س) ، (ص) فى هذا المثال مستقلان، ومعنى ذلك انه لاتوجد علاقة او ارتباط بينهما .

(٧) يمكن حساب معامل التوافق Contingency Coefficient كمعامل ارتباط مباشر للتعبير عن العلاقة بين المتغيرين الاسميين (س) ، (ص) باستخدام قيمة $كا^2$ المحسوبة باستخدام المعادلة الاتية :

$$ر_و = \sqrt{\frac{كا^2}{ن + كا^2}}$$

حيث $ر_و$ = معامل التوافق

$كا^2$ = قيمة $كا^2$ المحسوبة من جدول التوافق

ن = عدد الافراد او الملاحظات

وبتطبيق المعادلة السابقة على بيانات المثال الحالى يكون معامل التوافق كما يلى :

$$ر_و = \sqrt{\frac{٤٫٠٢١}{٤١٣ \times ٤٫٠٢١}} = ٠٫٠٣١$$

وهو معامل غير دال ويدل على عدم وجود علاقة بين المتغيرين.

ثانيا - دلالة الفروق بين النسب

(١) دلالة الفروق بين النسب المستقلة :

يجب ان ننبه الى ان طرق اختبار دلالة الفروق بين نسبتين لا تلائم العينات الصغيرة ، لانه يعتمد فى جوهره على مفهوم النسبة الحرجة والتى تتخذ الصورة الآتية :

$$ذ = \frac{أ_1 - أ_2}{\sqrt{أ ب \left(\frac{ن_1 + ن_2}{ن_1 \, ن_2} \right)}}$$

حيث ان :

$أ_1$ = نسبة الافراد فى العينة الاولى الذين يصنفون فى الوجهة (أ)

$أ_2$ = نسبة الافراد فى العينة الثانية الذين يصنفون فى الوجهة (أ)

$\bar{أ}$ = المتوسط الموزون لنسبتى العينتين لتقدير نسبة الاصل ويحسب بالمعادلة الاتية :

$$\bar{أ} = \frac{ن_1 أ_1 + ن_2 أ_2}{ن_1 + ن_2}$$

$$\bar{ب} = 1 - \bar{أ}$$

مثـــال :

نفرض ان احد الباحثين صنف عينة من المفحوصين ($ن_1$ = ١٠٠) الذين اجابوا على سؤال فى استفتاء (بنعم) فبلغ عددهم ٦٠ ، أما العينة الثانية ($ن_2$ = ٥٠) فبلغ عدد الذين اجابوا (بنعم)٣٥.ولاختبار دلالة الفرق فى هذه الحالة يحول الباحث هذه التكرارات الى نسب فتبلغ فى العينة الاولى ٦٠ر ($أ_1$) وفى العينة الثانية ٧٠ر($أ_2$)وحينئذ يحصل على القيم الاتية :

$$\bar{أ} = \frac{٦٠ + ٣٥}{١٠٠ + ٥٠} = \frac{٩٥}{١٥٠} = ٦٣ر$$

$$\bar{ب} = ١ - ٦٣ر = ٣٧ر$$

ويصبح تباين النسبة المقدرة فى الاصل هو ٦٣ر × ٣٧ر = ٢٣٢٢ ر ثم تطبق معادلة النسبة الحرجة لدلالة الفرق بين نسبتين غير مرتبطتين او مستقلتين كما يلى :

$$د = \frac{٧٠ر - ٦٠ر}{\sqrt{٢٣٢٢ر \times \frac{١٠٠ + ٥٠}{١٠٠ \times ٥٠}}} = \frac{١٠}{٠٨٢٥ر} = ١٫٢٠$$

وهى غير دالة عند مستوى ٠٥ر لانها لم تصل الى القيمة الحرجة ٩٦ر١ وعلى ذلك فان الباحث يقبل الفرض الصفرى ويستنتج عدم وجود فروق بين النسبتين •

ويمكن اختصار معادلة النسبة الحرجة السابقة فى حالة تساوى عدد الافراد فى المجموعتين اى حين تكون $\text{ن}_1 = \text{ن}_2$ على النحو الاتى :

$$\text{د} = \frac{\text{أ}_1 - \text{أ}_2}{\sqrt{\dfrac{2\,\bar{\text{أ}}\,\bar{\text{ب}}}{\text{ن}_1}}}$$

حيث ان :

$\bar{\text{أ}}$ = المتوسط البسيط للنسبتين أ_1 ، أ_2

ن_1 = عدد الحالات فى اى من المجموعتين

مثال :

نفرض ان احد الباحثين صنف عينتين من الذكور والاناث (حيث ن فى كل حالة = ٤٠٠) الى الذين اجابوا (بنعم) او (لا) على سؤال فى احد الاستفتاءات • وكانت نسبة الذين اجابوا بنعم من الذكور هى ٦٨٥ر ومن الاناث هى ٨٨٨ر، انه حينئذ يطبق معادلة النسبة الحرجة المختصرة كما يلى (حيث ان $\bar{\text{أ}}$ = ٧٨٦ر ، $\bar{\text{أ}}\,\bar{\text{ب}}$ = ١٦٨ر)

$$\text{د} = \frac{\text{٨٨٨ر} - \text{٦٨٥ر}}{\sqrt{\dfrac{\text{٢(١٦٨١ر)}}{\text{٤٠٠}}}} = \frac{\text{٢٠٢٥ر}}{\text{٠٠٢٩ر}} = \text{٩٩ر٦}$$

وهى دالة عند مستوى ٠١ر (حيث تجاوزت القيمة الحرجة ٥٨ ر٢) ومعنى ذلك فان الباحث يرفض الفرض الصفرى فى هذه الحالة ويستنتج وجود فروق بين الذكور والاناث فى اجابتهم على هذا السؤال •

(٢) دلالة الفروق بين النسب المرتبطة :

قد يواجه الباحث ضرورة حساب الفروق بين نسبتين مرتبطتين ومن ذلك حين يكون عليه دراسة هذه الفروق بالنسبة لنسب الذين اصابوا او اخطأوا فى الاجابة على سؤالين من اسئلة احد الاختبارات. ان العينة فى هذه الحالة هى نفسها لانهم هم انفسهم الذين اجابوا على جميع اسئلة الاختبار . ويوضح ذلك المثال الاتى :

مثـــال :

يوضح جدول التوافق الاتى عدد الذين اصابوا او اخطأوا فى الاجابة على سؤالين من اسئلة احد الاختبارات العقلية .

		السؤال الاول		
		صواب	خطأ	المجموع
السؤال الثانى	صواب	٥٥ (أ)	٥ (ب)	٦٠
	خطأ	١٥ (جـ)	٢٥ (د)	٤٠
	المجموع	٧٠	٣٠	١٠٠

كيف نحسب الفروق بين هذه التكرارات بعد تحويلها الى نسب ؟ لقد اقترح McNemar منذ عام ١٩٤٧ طريقة سهلة واقتصادية لهذا الغرض وتلخصها المعادلة الاتيــة :

$$د = \frac{ب - جـ}{\sqrt{ب + جـ}}$$

حيث تدل الرموز على الخانات المقابلة لها فى جدول التوافق السابق ، وبتطبيق هذه المعادلة نحصل على القيمة الاتية :

$$ذ = \frac{٥ - ١٥}{\sqrt{٥ + ١٥}} = - ٢ر٢٤$$

وهى دالة عند مستوى ٥٠ر. ومعنى ذلك أن الباحث يرفض الفرض الصفرى ويستنتج ان الفرق بين النسبتين المرتبطتين دال • ومعنى ذلك ان السؤال الثانى ربما كان اصعب من السؤال الاول على اساس ان الذين اخطأوا فيه كانوا اكثر •

ثالثا - اختبار كوكران

اقترح هذا الاختبار للبيانات الاسمية التى يحصل عليها الباحث من معالجات متعددة (على نحو قريب الشبه بتحليل التباين) كوكران Cochran عام ١٩٥٠ ، وهو يصلح للبيانات الاسمية من نوع القياسات المتكررة او التى تستخدم المجموعات المرتبطة على اى نحو •

مثال :

(عن Hays, 1963) نفرض ان احد الباحثين اجرى تجربة لاحظ فيها عينة من الاطفال (ن = ٢٠) فى اربعة شروط تجريبية مختلفة ، حيث تعرض جميع المفحوصين لجميع الشروط التجريبية ، وكان على الطفل فى كل شرط او معالجة ان يحل مشكلة مختلفة من مشكلات التفكير الاستدلالى ويعطى الدرجة (١) اذا حل المشكلة حلا صحيحا والدرجة (صفر) اذا حلها خطأ • ومعنى ذلك ان البيانات التى حصل عليها الباحث من النوع الاسمى (نجاح او فشل فى حل المشكلة)•

لنفرض ان الباحث يرغب فى معرفة ما اذا كانت المشكلات الاستدلالية الاربع ذات مستويات صعوبة متساوية بالاطفال ، وبالتالى تتساوى نسب الاجابات الصحيحة لجميع المشكلات . وهذا هو الفرض الصفرى الذى يسعى لاختباره . ويوضح الجدول رقم (١٣٥) نتائج هذه التجربة .

جدول رقم (١٣٥)

نتائج تجربة اجريت على عينة من الاطفال (ن = ٢٠) لحل ٤ مشكلات استدلالية باستخدام تصميم القياسات المتكررة

المفحوص	الدرجة فى كل من المشكلات الاربع				المجموع (س)
	الاولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	
أ	١	١	١	٠	٣
ب	٠	١	١	١	٣
جـ	٠	٠	١	٠	١
د	١	١	١	١	٤
هـ	٠	١	٠	٠	١
و	٠	٠	١	٠	١
ز	١	٠	٠	٠	١
ح	٠	٠	١	١	٢
ط	٠	٠	٠	٠	٠
ى	١	٠	٠	٠	١
ك	١	٠	١	٠	٢
ل	٠	٠	١	١	٢
م	٠	١	٠	١	٢
ن	١	٠	٠	٠	١
س	٠	١	٠	٠	١
ع	١	٠	١	١	٣

ف	٠	١	٠	٠	١
ص	٠	٠	١	٠	١
ق	٠	١	١	٠	٢
ر	٠	٠	١	١	٢
(مج أ) المجموع	٧	٨	١٢	٧	٣٤ مج س

وتحسب دلالة الفروق فى هذه الحالة باستخدام اختبار كوكران المسمى اختبار كيو Q-test بالمعادلة الاتية :

$$\text{كيو} = \frac{\text{ك}(\text{ك}-1)\times \text{مج}(\text{مج أ} - \bar{\text{م}})^2}{\text{ك}(\text{مج س}) - (\text{مج س}^2)}$$

حيث ان :

ك = عدد المعالجات (= ٤)

مج أ = مجموع درجات المعالجات المختلفة للمتغير أ (٧، ٨، ١٢، ٧ على التوالى)

$\bar{\text{م}}$ = متوسط المعالجات (= $\frac{٣٤}{٤}$ = ٨ر٥)

مج س = مجموع درجات المفحوص عبر المعالجات (= ٣٤)

مج س^2 = مجموع مربعات درجات المفحوص عبر المعالجات (= ٧٦)

ومن البيانات السابقة تحسب كيو كما يلى :

$$\text{كيو} = \frac{٤(٣)\ (٧ - ٨ر٥)^2 + \cdots + (٧ - ٨ر٥)^2}{٤\ (٣٤) - ٧٦}$$

= ٣ر٤٠

وتوزيع (كيو) يقترب كثيرا من توزيع كا^2، وتختبر دلالته باستخدام جداول كا^2، وتحسب درجات الحرية فى هذه الحالة كما يلى :

عدد درجات الحرية = عدد المعالجات - ١
= ٤ - ١ = ٣

وبتطبيق هذه القاعدة فان قيمة كيو المحسوبة ليست دالة عند مستوى ٥ر وبالتالى يقبل الباحث الفرض الصفرى ويستنتج عدم وجود فروق بين المعالجات المختلفة .

المقارنات المتعددة بين التكرارات او النسب :

فى حالة تطبيق اختبار كا٢ على جدول يتألف من اكثر من مجموعتين لكل سطر او عمود فانها تدل على نفس ما تدل عليه (ف) فى تحليل التباين حين تكون دالة كا٢ اى على دلالة كلية ، الا انها لا تحدد موضع الدلالة ، ومن هنا تنشأ الحاجة - كما نشأت من قبل فى حالة تحليل التباين - الى المقارنات المتعددة ، وحينئذ يجرى الباحث المقارنات الثنائية المحتملة بين مختلف خانات الجدول، وبتطبيق كا٢ فى كل حالة .

مراجع الكتـاب

ـ برنال، ج.د. (ترجمة على محمد ناصف وآخرين) : العلم فى التاريخ (٤ مجلدات) بيروت . المؤسسة العربية للدراسات والنشر، ١٩٨٢ .

٢ ـ جابر عبد الحميد جابر ، أحمد خيرى كاظم : مناهج البحث فى التربية وعلم النفس . القاهرة : دار النهضة العربية ، ١٩٧٣ .

٣ ـ جمال زكى ، السيد ياسين : اسس البحث الاجتماعى . القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٦٢ .

٤ ـ جونستون ، جيمس ، ن . (ترجمة مكتب التربية العربى لدول الخليج): مؤشرات النظم التعليمية . الرياض : مكتب التربية العـــربى لدول الخليج ، ١٩٨٧ .

٥ ـ حامد عمار : المنهج العلمى فى دراسة المجتمع. القاهرة : دار المعارف ١٩٦٤ .

٦ ـ ديورانت ، ول (ترجمة محمد بدران) : قصة الحضارة (المجـــلد الثانى) ، القاهرة : لجنة التاليف والترجمة والنشر ، ١٩٧١ .

٧ ـ رمزية الغريب : التقويم والقياس النفسى والتربوى . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، ١٩٧٠ .

٨ ـ روزنتال ، ف. (ترجمة انيس فريحة) : مناهج العلماء المســـلمين فى البحث العلمى . بيروت : دار الثقافة ، ١٩٨٠ .

٩ ـ سكيجر ، د . ، وينبرج ، ك (ترجمة محمد منير مرسى وآخر) : البحث التربوى ، أصوله ومناهجه . القاهرة . عالم الكتب ، ١٩٧٤ .

١٠ ـ سمث ، ج٠م٠ (ترجمة ابراهيم بسيونى عميرة) : الدليل الى الاحصاء فى التربية وعلم النفس ، القاهرة : دار المعارف ، ١٩٨٧ ٠

١١ ـ السيد محمد خيرى : الاحصـــاء فى البحـــوث النفسية والتربوية والاجتماعية ٠ القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٥٧ ٠

١٣ ـ صفوت فرج : التحليل العاملى فى العلوم السلوكية ٠ القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٨٠ ٠

١٣ ـ صلاح أحمد مراد : المقارنات المتعددة للمتوسطات ٠ مجلة كلية التربية جامعة المنصورة ، العدد ٤ ، ديسمبر ١٩٨١ ٠

١٤ ـ صلاح جلال وآخرون : الاحصاء الحيوى ومقدمة فى تصميم التجارب (٣ أجزاء) ٠ القاهرة : مركز التنمية البشرية والمعلومات ، ١٨٩٨٠

١٥ ـ صلاح الدين محمود علام : تحليل البيانات فى البحـــوث النفسية والتربوية ٠ القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٨٥ ٠

١٦ ـ عبد العزيز القوصى ، حسن حسين ، محمد خليفة بركات : الاحصـاء فى التربية وعلم النفس ، القاهرة ، مكتبة النهضة المصرية ، ١٩٥٦ ٠

١٧ ـ عبد الغنى عبود : البحث فى التربية ٠ القاهرة : دار الفكر العربى، ١٩٧٩ ٠

١٨ ـ عبد الله عبد الدايم : التربية التجريبية والبحث التربوى ٠ بيروت : دار العلم للملايين ، ١٩٦٨ ٠

١٩ ـ عبد الله محمود سليمان : المنهج وكتابة تقرير البحث فى العـــلوم السلوكية ٠ القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، ١٩٧٣ ٠

٢٠ ـ عبد المنعم ناصر الشافعى : مبادئ الاحصاء (مجلدان) ٠ القاهرة: مكتبة النهضة المصرية ، ١٩٥٥ ٠

٢١ ـ عماد الدين سلطان : التحليل العاملى . القاهرة : دار المعارف ، ١٩٦٧ .

٢٢ ـ عواطف عبد الرحمن : الدراسات المستقبلية : الاشكاليات والآفاق . مجلة عالم الفكر (الكويت) ، المجلد ١٨ ، العدد ٤ ، يناير ـ مارس ١٩٨٨ ، ص ص ٧ ـ ٣٨ .

٢٣ ـ فان دالين د.ب. : (ترجمة محمد نبيل نوفل وآخرين) : مناهج البحث فى التربية وعلم النفس . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية ، ١٩٧٠ .

٢٤ ـ فؤاد أبو حطب : تطبيقات التحليل العاملى فى التربية . صحيفة التربية ، السنة ٢٤ ، العددان ١ ، ٤ ، نوفمبر ١٩٧١ ، مايو ١٩٧٢ .

٢٥ ـ ـــــــــــ التحليل العاملى من الدرجة الثانية لبعض قدرات التنظيم العقلى الثلاثى . القاهرة : المطبعة الفنية الحديثة ، ١٩٧٢ .

٢٦ ـ ـــــــــــ (محرر) : بحوث فى تقنين الاختبارات النفسية (مجلدان) . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، المجلد الاول ١٩٧٧ ، المجلد الثانى ١٩٧٩ .

٢٧ ـ ـــــــــــ : قضايا فى تقنين الاختبارات الاسقاطية : محاضرات ألقيت بالمركز القومى للبحوث الاجتماعية والجنائية ، ١٩٧٩ ـ ١٩٨١ .

٢٨ ـ ـــــــــــ : نحو وجهة اسلامية لعلم النفس . القاهرة : المعهد العالمى للفكر الاسلامى ، ١٩٨٩ .

٢٩ ـ ـــــــــــ : القدرات العقلية . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية (ط ٤) ، ١٩٨٣ .

٣٠ ـ ـــــــــــ : علم النفس فى مصر : دراسة فى الشخصية القومية . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية . (تحت الطبع) .

٣١ ـ ــــــــــ ، آمال صادق ، علم النفس التربوى • القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية (ط ٣) ١٩٨٤ •

٣٢ ـ ــــــــــ ، سليمان الخضرى وآخـــرون : البحوث النفسية والتربوية فى مصر منذ الثلاثينات • القاهرة ، أكاديمية البحث العلمى والتكنولوجيا ، ١٩٨٨ •

٣٣ ـ ــــــــــ ، سيد عثمان ، آمال صـــادق : التقويم النفسى • القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية (ط ٢) ، ١٩٨٧ •

٣٤ ـ فؤاد البهى السيد : القدرة العددية • القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٥٩ •

٣٥ ـ ــــــــــ : مقارنة الطريقة التقاربية بالفروق الرباعية والطريقة المركزية • القاهرة : مطبعة دار التأليف ، ١٩٧١ •

٣٦ ـ ــــــــــ : عمومية الطريقة التقاربية • القاهرة : مطبعة دار التأليف ، ١٩٧١ •

٣٧ ـ ــــــــــ : علم النفس الاحصائى وقياس العقـــل البشرى • القاهرة : دار الفكر العربى (ط ٣) ، ١٩٧٩ •

٣٨ ـ ــــــــــ : الجداول الاحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الأخرى • القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٥٨ •

٣٩ ـ فتح الباب عبد الحليم : البحث فى الفن والتربية الفنية • القاهرة : عالم الكتب ، ١٩٨٣ •

٤٠ ـ فوس ، ب•م• (ترجمة فؤاد أبو حطب) آفاق جديدة فى علم النفس القاهرة • عالم الكتب ، ١٩٧٢ •

٤١ ـ قاسم عبده قاسم : تطور مناهج البحث فى الدراسات التاريخية . مجلة عالم الفكر (الكويت) . المجلد ٢٠ ، العدد ١ ، ابريل ـ يونية ١٩٨٩ ، ص ص ١٦٩ ـ ٢١٤ .

٤٢ ـ لوفيل ، ك ، لوسون ، ك.س . (ترجمة ابراهيم بسيونى عميرة) : حتى نفهم البحث التربوى . القاهرة : دار المعارف ، ١٩٧٦ .

٤٣ ـ محمد زيان عمر : البحث العلمى ، مناهجة وتقنياته . جدة : مطبعة خالد حسن الطرابيشى ، ١٩٧٥ .

٤٤ ـ محمد سيف الدين فهمى : المنهج فى التربية المقارنة . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، ١٩٨١ .

٤٥ ـ محمود السيد ابو النيل : التحليل العاملى لذكاء وقدرات الانسان بيروت : دار النهضة العربية ، ١٩٨٦ .

٤٦ ـ محمود عبد الفضيل : الجهود العربية فى مجال استشراف المستقبل: نظرة تقويمية . مجلة عالم الفكر (الكويت) . المجلد ١٨ ، العدد ٤، يناير ـ مارس ١٩٨٨ ، ص ص ٥١ ـ ٧٢ .

٤٧ ـ المركز القومى للبحوث الاجتماعية والجنائية : اشكالية العلوم الاجتماعية فى الوطن العربى . بيروت : دار التنوير للطباعة والنشر، ١٩٨٤ .

48. Bausell, R.B. A practical guide to conducting empirical research. New York : Harper and Row, 1986.

49. Best, J.W. Research in education. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1981.

50. Beveridge, W.I.B. The art of scientific investigation, London : Mercury Books, 1961.

51. Blalock, H.M. (ed.) Measurement in the Social Sciences. Chicago : Aldine Publishing Co., 1974.

52. ———— Social Statistics. Auckland : McGraw-Hill, (2nd ed.), 1981.

53. ———— and Blalock, A.B. (Eds.) Methodology in Social Sciences. New York : McGraw-Hill, 1968.

54. Bridgman, P.W. The logic of modern physics. New York : Macmillan, 1938.

55. Bromley, D.B. The Case-Study method in psychology and related disciplines. Chichester : John Wiley, 1986.

56. Campbell, D.T. and Stanley, J.C. Experimental and quasi-experimental designs for research. Chicago: Rand McNally, 1966.

57. Campbell, S.K. Flaws and fallacies in statistical thinking. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1974.

58. Cattell, R.B. Factor analysis. New York : Harper, 1952.

59. Cattell, R.B. (ed.) Handbook of mutivariate experimental Psychology. Chicago : Rand McNally and Co., 1966 (end. ed.), 1989.

60. Child, D. The essentials of factor analysis. London : Holt, Rinehart and Winston, 1970.

61. Christensen, L.B. and Stoup, C.M. Introduction to statistics for the social and behavioral sciences. New York : Brooks and Cole, 1986.

62. Cohen, J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. New York : Academic Press, 1977.

63. Cohen, M.R. and Nagel, E. An introduction to logic and scientific method. New York : Harcourt, Brace, 1937.

64. Canover, W.J. Practical nonprametric statistics. New York: John Wiley, 1971.

65. Cooley, W.W. and Lohnes, P.R. Mutivariate procedures for behavioral sciences. New York : John Wiley, 1962.

66. Coombs, C.H. A theory of data. New York : John Wiley, 1964.

67. ———————, Raiffa, H. and Thrall, R.M. Some views on mathematical models and measurement theory. Psychol. Rev., 1954, 61, 132-144.

68. Cunningham, G.K. Educational and psychological measurements. New York : Macmillan, 1986.

69. Cureton, E.E. Rank-biserial correlation. Psychometrika, 1956, 21, 87-290.

70. Dunham, P.J. Research methods in psychology. New York: Harper and Row, 1988.

71. Edwards, A.C. Experimental design in psychological research. London : Holt, Rinehart and Winston, 1968, (5th. ed.), 1985.

72. ——————— Multiple regression and the analysis of variance and cavariance. New York : W.H. Freeman and Co., 1985.

73. Elmes, D.G., Kantowitz, B.H. and Roediger, H.L. Research methods in psychology. St. Paul: West Publishing Co., (2nd. ed.), 1985.

74. El-Sayed, F.E. The exact number of factors in any given correlation matrix. Cairo : Mondiale Press, 1965.

75. Evans, J.D. Invitation to psychological research. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1985.

76. Ferguson, G.A. Statistical analysis in psychology and education. Tokyo : McGraw-Hill, 1976 (4th ed.), 1981.

77. Festinger, L. and Katz, D. (eds.) Research methods in the behavioral sciences. New York : Dryden Press, 1953.

78. Fruchter, B. Introduction to factor analysis. Princeting N.J., D. Van Nostrand, 1954.

79. Glass, G.V. Primary, secondary and meta-analysis, of research. Educ. Researcher, 1976, 5, 3-8.

80. ———— and Hopkins, K.D. Statistical methods in education and psychology. Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall (2nd ed.), 1984.

81. Grinnell, R.M. Jr. (ed.) Social Work Research and evaluation. Hasca, Ill., F.E. Peacock, 1981.

82. Guilford, J.P. and Fruchter, B. Fundamental Statistics in psychology and education. New York : McGraw-Hill, (6th ed.), 1978.

83. Harman, H.H. Modern factor analysis. Chicago. The Univ. of Chicago Press, 1960 (3rd. ed.), 1976.

84. Hays, W.L. Statistics for psychologists. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1963.

85. ———— Quantification in psychology. Belmont Calif. · Brooks and Cole, 1967.

86. Hersen, M. and Barlow, D.H. Single case experimental designs. New York : Pergamon Press, 1976.

87. Holzinger, K.J. and Harman, H.H. Factor analysis. Chicago: Univ. of Chicago Press, 1941.

88. Horst, P. Factor analysis of data matrices. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1965.

89. Howell, D.C. Fundamental statistics for the behavioral Sciences. Boston : Duxbury Press, 1985.

90. ———— Statistical methods for psychology. Boston : Duxbury Press, 1987.

91. Huff, D. How to lie with statistics. New York: W.W. Norton, 1954.

92. Jackson, C.B. Methods for reviewing and integrating research in the social sciences. Washington D.C. : George Washington Univ.-Press, 1978.

93. Kaplan, R.M. Basic statistics for the behavioral sciences. Boston : Allyn and Bacon, 1987.

94. Kandall, M.G. Rank correlation methods. London : Charles and Griffins (4th ed.), 1970.

95. Kiess, H.O. and Bloomquist, D.W. Psychological research methods. Boston : Allyn and Bacon, 1975.

96. Kirk, R.E. Experimental design : Procedures for the behavioral sciences. Belmont and Brooks Cole, 1968 (2nd ed.), 1982.

97. Krantz, D.H., Luce, R.H., Suppes, P. and Tversky, A. Foundations of measurement. New York : Academic Press, 1971.

98. Kurtz, A.K. and Mayo, S.T. Statistical methods in education and psychology. New York : Springer-Verlog, 1979.

99. Lawley, D.N. and Maxwell, A.E. Factor analysis as a statistical method. London : Butterworths, 1963.

100. Lawson, R.B., Goldstein, S.G. and Musty, R.E. Principles and methods of psychology. London : Oxford Univ. Press, 1975.

101. Lindzey, G. On the classification of projective techniques. Psychol. Bull., 1959, 56, 159-168.

102. McCollough, C. and Van Atta, L. Statistical concepts. New York : McGraw-Hill, 1963.

103. McNemar, Q. Psychological statistics. New York : John Wiley, 1955.

104. Mendenhall, W., Ramey, M. Statistics for psychology, Mass.: Duxbury Press, 1973.

105. Minium, E.W. Statistical reasoning in psychology and education. New York : John Wiley, 1978.

106. Mulaik, S.A. The fundations of factor analysis. New York: McGraw-Hill, 1972.

107. ———— Confirmatory factor analysis. In : Cattell, R.B. (ed.), 1989.

108. Neyman, J. and Pearson, E.S. On the problem of the most efficient tests of statistical hypotheses. Philosophic Transactions of the Royal Society of London, 1933, 231, 289-337.

109. Nunnally, J.C. Psychometric theory. New York : McGraw-Hill, 1976.

110. Overall, J.E. and Klett, C.J. Applied multivariate analysis. New York : McGraw-Hill, 1972.

111. Senders, V.L. Measurement and statitics. New York : Oxford Univ. Press, 1958.

112. Siegel, S. Nonparametric statistics for behavioral Sciences. New York : McGraw-Hill, 1956.

113. Smith, M.L. Research integration. In : H.S. Mitzel (ed.) Encyclopedia of Educational Research. New York : The Free Press, 1982.

114. Snedecor, G.W. and Cochran, W.E. Statistical methods. Ames. Iowa : State Univ. Press, (6th ed.), 1967.

In : S.S. Stevens. (ed.) Handbook of experimental psychology. New York : John Wiley, 1951.

116. Stigler, S.M. The history of statistics. Cambridge : Harvard Univ. Press, 1986.

117. Stouffer, S.A., et al. Measurement and prediction. Princeton, N.J. : Princeton Univ. Press, 1950.

118. Taeuber, C. Census. In : W.H. Kruskal and J.M. Tanur (eds.) International Encyclopedia of Statistics. New York Thre Free Press, 1978.

119. Talsuoka, M.M. Multivariate analysis of variance. In : R.B. Cattle (ed.), 1989.

120. Thomson, G. The factorial analysis of human ability. London : Univ. of London Press, 1951.

121. Thurstone, L.L. Multiple-factor analysis. Chicago : The Univ. of Chicago Press, 1947.

122. Triandis, H.C. and Berry, J.W. (eds.) Handbook of cross-cultural psychology. Vol. 2 : Methodology. Boston : Allyn and Bacon, 1980.

123. Tuckman, B.W. Conducting educational research. San Diago: Harcourt Brace Jovanovich, (2nd ed.), 1978.

124. Van Dalen, D.B. Understanding educational research. New York : McGraw-Hill (2nd ed.), 1966.

125. Vernon, P.E. Personality assessment. London : Methuen, 1963.

126. Walker, H. and Leve,, J. Elementary statistical methods. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1969.

127. Weiss, R.S. Statistics in social research. New York : John Wiley, 1968.

128. Welkowitz, J., Ewen, R.B. and Cohen, J. Introductory Statistics for the behavioral sciences. San Diego Harcourt Brace Jovanovich, (3rd ed.), 1982.

129. Wiersma, W. Research methods in education. Boston : Allyn and Bacon, (4th ed.), 1986.

130. Winer, B.J. Statistical principles in experimental design. New York : McGraw-Hill (2nd ed.), 1971.

131. Wright, H.F. Observational methods in child study. In Musen, P.H. (ed.), Handbook of child psychology, 1960.

132. Yaremko, R.M., Harari, H., Harrison, R.C. and Lynn, E. Reference handbook of research and statistical methods in psychology. New York : Harper and Row, 1982.

133. Yeomans, K.A. Statistics for the social scientists (2 vols). Harmondsworth : Penguin Books, 1968.

134. Young, R.K. and Veldman, D.J. Introductory statistics for the behavioral sciences. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1981.

هذا الكتاب

هذا الكتاب محاولة لتنظيم ميدان الإحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى فى ضوء محددين رئيسين وجها المؤلفين خلال تدريسهما لهذا الموضوع لفترة امتدت لأكثر من ثلاثين عاما ، وأول هذين المحددين التطورات التى شهدها هذا العلم من حيث الطرق المستخدمة وآليات الاستخدام ، ولعل أعظم هذه التطورات والتى أثرت فى حياتنا بصفة عامة والباحث بصفة خاصة ألا وهو ظهور الحاسب الآلى وما أحدثه من تغير وتطور فى تفكير الإنسان . ولعل هذا التأثر سيزداد وتشتد آثاره بعد أن أصبح فى قدرة أى باحث استخدامه فى بحوثه التى يقوم بها، حيث هيأ الحاسب الآلى للباحثين فرصا كبيرة لتطبيق الطرق الإحصائية شديدة التعقيد وعالية الدقة وفى وقت قصير .

وبالرغم من هذه الإيجابيات فى تيسير الحصول على المعرفة أو تحليل البيانات فإن هناك بعض السلبيات التى يجب التنبيه إليها ، فقد أصبح معظم الباحثين أقل رغبة فى الاستزادة من المعرفة الإحصائية وتكوين الحساسية اللازمة للاختيار والمفاضلة بين الطرق المختلفة لتحليل البيانات على أساس درجة ملائمتهالهذه البيانات ذاتها وطبيعة المشكلة التى يقومون ببحثها على أساسيات الإحصاء وسعيا لتكوين ما يمكن تسميته بالحساسية الإحصائية بحيث يصبح الباحث قادرا على اختيار الطرق الملائمةلبحثه .

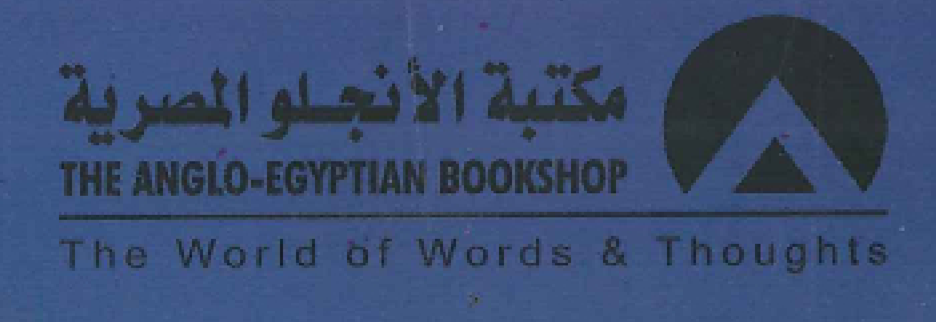
أما المحدد الثانى فهو تنظيم الطرق الإحصائية طبقا لمستوياتها وللإهداف الأساسية للعلم ، فجاءت منظمة بدءًا من الإحصاء الوصفى ثم الإحصاء الاستدلالى ثم تحليل بيانات مستويات النسبة والمسافة فى تحليل المتغيرات المتعددة ، كذلك تم تحديد الطرق الأخرى لتحليل بيانات مقاييس الرتبة ، وجاء الباب الأخير فى تحليل بيانات المقاييس الإسمية .

ويجدر الإشارة أن المسائل الإحصائية لايمكن إدراك مغزاها دون نظرة – ولو مبسطة– إلى فلسفة العلم ، لذا وجدنا من المهم أن نتناول موضوعات العلم ولغة الكم وطبيعةُ القياس فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، كذلك تم عرض لمناهج البحث فى ذات المجال مضافة إلى البعد الزمنى للبحث ، وأهدافه وطرق اختيار العينات وحجمها ودرجة التحكم فى المتغيرات وطرق جمع المعلومات ووسائله .

إن هذا الكتاب تسجيل لخبرة المؤلفين وعمرهما الأكاديمى فى التدريس الجامعى ، والذى يظل الرجاء من الله سبحانه وتعالى أن يكون فيه نفع للناس ، ونعوذ به سبحانه وتعالى من " علم لا ينفع " إنه سميع مجيب .

المؤلفان


ISBN 977-05-1010-6



www.anglo-egyptian.com

